

Vliv společného zemědělského trhu EU na český trh s mlékem a mléčnými produkty

Bakalářská práce

Vedoucí práce:
doc. Ing. Václav Adamec, Ph.D.

Autorka:
Vendula Konvalinová

Brno 2015

Poděkování

Ráda bych poděkovala vedoucímu mé bakalářské práce doc. Ing. Václavu Adamcovi, Ph.D. za odborné vedení práce, vstřícný přístup a za cenné a věcné rady a připomínky, které mi při zpracování mé bakalářské práce velmi pomohly.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Vliv společného zemědělského trhu EU na český trh s mlékem a mléčnými produkty**

vypracovala samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací*.

Jsem si vědoma, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

V Brně dne 21. května 2015

Abstract

Konvalinová, V. The effects of the EU's Common Agricultural Policy on the Czech market in milk and milk products. Bachelor thesis. Brno: Mendel University, 2015. This bachelor thesis deals with the effects of the EU's Common Agricultural Policy on Czech market in milk and milk products. Causal relations between agricultural producer prices of raw cow's milk in the Czech Republic, in Bavaria and in the Slovak Republic are investigated by using a VAR model. The Granger causality is also verified between different kinds of milk and butter prices in the Czech Republic. For the amount of purchased milk into the dairies in the Czech Republic are created forecasts based on a SARIMA model. All the time series are processed for the period from January 2008 to December 2013 and properly characterized.

Keywords

Milk, dairy products, butter, prices, time series, stationarity, ADF test, Granger causality, VAR model, forecasts, SARIMA model.

Abstrakt

Konvalinová, V. Vliv společného zemědělského trhu EU na český trh s mlékem a mléčnými produkty. Bakalářská práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2015. Tato bakalářská práce se zabývá vlivy společného zemědělského trhu EU na český trh s mlékem a mléčnými produkty. Za pomoci VAR modelu jsou zkoumány kauzální vztahy mezi průměrnými cenami zemědělských výrobců za syrové kravské mléko v České republice, v Bavorsku a na Slovensku. Grangerova kauzalita je také ověřována mezi jednotlivými průměrnými cenami mléka a másla v České republice. Pro množství nakoupeného syrového mléka do mlékáren v České republice jsou vytvořeny předpovědi založené na modelu SARIMA. Všechny časové řady jsou zpracovány pro období od ledna 2008 do prosince 2013 a patřičně charakterizovány.

Klíčová slova

Mléko, mléčné produkty, máslo, ceny, časové řady, stacionarita, ADF test, Grangerova kauzalita, VAR model, předpovědi, model SARIMA.

Obsah

1	Úvod	13
2	Cíl práce	15
3	Literární přehled	16
3.1	Vývoj mlékárenského průmyslu.....	16
3.2	Český trh s mlékem a mléčnými produkty	16
3.2.1	Zpracovatelský průmysl	16
3.2.2	Produkce mléka a mléčných produktů	17
3.2.3	Spotřeba mléka a mléčných produktů	20
3.2.4	Ceny mléka a mléčných produktů.....	20
3.3	Zahraniční obchod s mlékem a mléčnými produkty	22
3.3.1	Vývoz.....	23
3.3.2	Dovoz	25
3.3.3	Bilance	27
3.3.4	Evropská unie	28
3.4	Regulace trhu s mlékem a mléčnými produkty.....	29
4	Materiál a metodika	31
4.1	Materiál.....	31
4.2	Časové řady.....	31
4.2.1	Srovnatelnost údajů	32
4.2.2	Základní charakteristiky	32
4.2.3	Modelování časových řad	33
4.2.4	Popis trendové složky	34
4.2.5	Volba modelu trendu	35
4.2.6	Popis sezónní složky	35
4.2.7	Popis náhodné složky.....	36
4.3	Boxova-Jenkinsova metodologie.....	37
4.3.1	Stacionarita	37

4.3.2	Základní modely Boxovy-Jenkinsovy metodologie.....	37
4.4	Vektorová autoregrese.....	38
4.4.1	Grangerova kauzalita	39
4.4.2	Odezva na impuls	39
4.5	Regresní analýza	39
4.5.1	Regresní model a regresní funkce.....	40
4.5.2	Volba regresní funkce	40
4.5.3	Statistická vertifikace	41
4.5.4	Ekonometrická vertifikace	42
5	Výsledky a diskuse	44
5.1	Ceny mléka a másla v České republice	44
5.2	Ceny syrového mléka v Bavorsku a na Slovensku	46
5.3	Vztahy mezi jednotlivými cenami za mléko a máslo	47
5.3.1	Rozšířený Dickey-Fullerův test	48
5.3.2	Vztah mezi cenami zemědělských výrobců v ČR a v Bavorsku.....	48
5.3.3	Vztah mezi cenami zemědělských výrobců v ČR a na Slovensku.....	50
5.3.4	Vztah mezi cenami zemědělských a průmyslových výrobců za mléko v ČR	52
5.3.5	Vztah mezi cenami zemědělských výrobců a spotřebitelskými cenami za mléko v ČR	54
5.3.6	Vztah mezi cenami zemědělských výrobců za mléko a cenami průmyslových výrobců za máslo v ČR.....	55
5.3.7	Vztah mezi cenami zemědělských výrobců za mléko a spotřebitelskými cenami za máslo v ČR.....	57
5.4	Předpovědi množství nakoupeného mléka.....	59
6	Závěr	63
7	Literatura	66
A	Zdrojová data	70
B	Kombinované grafy reakcí na impulzy	74

Seznam obrázků

Obr. 1	Vývoj celkové produkce mléka v České republice	17
Obr. 2	Vývoj průměrných stavů dojnic a průměrné roční užitkovosti	18
Obr. 3	Vývoj nákupu syrového mléka do mlékáren na území ČR	19
Obr. 4	Vývoj jednotlivých průměrných cen mléka	21
Obr. 5	Vývoj jednotlivých průměrných cen másla	22
Obr. 6	TOP 10 zemí z hlediska vývozu (tuny) vybraných mlékárenských výrobků z ČR	23
Obr. 7	TOP 10 zemí z hlediska hodnoty vývozu (Kč) vybraných mlékárenských výrobků z ČR	23
Obr. 8	Podíly vybraných mlékárenských výrobků na finanční hodnotě vývozu	24
Obr. 9	TOP 10 zemí z hlediska dovozu (tuny) vybraných mlékárenských výrobků do ČR	25
Obr. 10	TOP 10 zemí z hlediska hodnoty dovozu (Kč) vybraných mlékárenských výrobků do ČR	25
Obr. 11	Podíly vybraných mlékárenských výrobků na finanční hodnotě dovozu	26
Obr. 12	Porovnání vývozu a dovozu	27
Obr. 13	Průměrné ceny syrového kravského mléka v zemích EU za rok 2012 a 2013	29
Obr. 14	Časové řady průměrných cen zemědělských výrobců, průmyslových výrobců a spotřebitelů za mléko v České republice	44
Obr. 15	Časové řady průměrných cen průmyslových výrobců a spotřebitelů za máslo v ČR	45
Obr. 16	Časové řady průměrných cen mléka zemědělských výrobců v Bavorsku a na Slovensku	46

Obr. 17	Časové řady množství nakoupeného mléka od výrobců	59
Obr. 18	Graf reziduí modelu SARIMA (0, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂	60
Obr. 19	Předpověď množství nakoupeného mléka pro model SARIMA	61
Obr. 20	Kombinovaný graf reakcí na impulzy (CZV za mléko v ČR a v Bavorsku)	74
Obr. 21	Kombinovaný graf reakcí na impulzy (CZV za mléko v ČR a na Slovensku)	74
Obr. 22	Kombinovaný graf reakcí na impulzy (CZV a CPV za mléko v ČR)	75
Obr. 23	Kombinovaný graf reakcí na impulzy (CZV a SC za mléko v ČR)	75
Obr. 24	Kombinovaný graf reakcí na impulzy (CZV za mléko a CPV za máslo v ČR)	76
Obr. 25	Kombinovaný graf reakcí na impulzy (CZV za mléko a SC za máslo v ČR)	76

Seznam tabulek

Tab. 1	Produkce mléka podle krajů za rok 2012	18
Tab. 2	Vývoj produkce vybraných mlékárenských výrobků	19
Tab. 3	Vývoj celkové domácí spotřeby vybraných mlékárenských výrobků v tunách	20
Tab. 4	Vývoj jednotlivých průměrných cen mléka v Kč/l	21
Tab. 5	Vývoj jednotlivých průměrných cen másla v Kč/kg	22
Tab. 6	Vývoj vývozu vybraných mlékárenských výrobků v tunách	24
Tab. 7	Vývoj dovozu vybraných mlékárenských výrobků v tunách	26
Tab. 8	Vývoj obchodní bilance vybraných mlékárenských výrobků v tunách	27
Tab. 9	Nabídka a užití mléka v EU-27	28
Tab. 10	Bilance čerstvých mléčných výrobků v EU-27 v tis. t	28
Tab. 11	Průměrné elementární charakteristiky průměrných cen zemědělských výrobců, průmyslových výrobců a spotřebitelů za mléko a máslo v České republice	45
Tab. 12	Průměrné elementární charakteristiky průměrných cen zemědělských výrobců za mléko v Bavorsku a na Slovensku	47
Tab. 13	P-hodnoty z rozšířeného Dickey-Fullerova testu	48
Tab. 14	Výběr zpožděných proměnných (CZV za mléko v ČR a v Bavorsku)	48
Tab. 15	VAR model (CZV za mléko v ČR a v Bavorsku)	49
Tab. 16	Testování VAR modelu (CZV za mléko v ČR a v Bavorsku)	50
Tab. 17	Výběr zpožděných proměnných (CZV za mléko v ČR a na Slovensku)	50
Tab. 18	VAR model (CZV za mléko v ČR a na Slovensku)	51

Tab. 19	Testování VAR modelu (CZV za mléko v ČR a na Slovensku)	52
Tab. 20	Výběr zpožděných proměnných (CZV a CPV za mléko v ČR)	52
Tab. 21	VAR model (CZV a CPV za mléko v ČR)	53
Tab. 22	Testování VAR modelu (CZV a CPV za mléko v ČR)	54
Tab. 23	Výběr zpožděných proměnných (CZV a SC za mléko v ČR)	54
Tab. 24	VAR model (CZV a SC za mléko v ČR)	55
Tab. 25	Testování VAR modelu (CZV a SC za mléko v ČR)	55
Tab. 26	Výběr zpožděných proměnných (CZV za mléko a CPV za máslo v ČR)	56
Tab. 27	VAR model (CZV za mléko a CPV za máslo v ČR)	56
Tab. 28	Testování VAR modelu (CZV za mléko a CPV za máslo v ČR)	57
Tab. 29	Výběr zpožděných proměnných (CZV za mléko a SC za máslo v ČR)	57
Tab. 30	VAR model (CZV za mléko a SC za máslo v ČR)	58
Tab. 31	Testování VAR modelu (CZV za mléko a SC za máslo v ČR)	59
Tab. 32	Model SARIMA (0, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂	60
Tab. 33	Testování modelu SARIMA (0, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂	61
Tab. 34	Predikované hodnoty množství nakoupeného mléka v tis. l pro rok 2014 a 2015	62
Tab. 35	Ceny zemědělských výrobců za syrové mléko v Kč/l	70
Tab. 36	Ceny průmyslových výrobců za trvanlivé polotučné mléko v Kč/l	70
Tab. 37	Spotřebitelské ceny za trvanlivé polotučné mléko v Kč/l	70
Tab. 38	Ceny průmyslových výrobců za čerstvé máslo v Kč/kg	71
Tab. 39	Spotřebitelské ceny za čerstvé máslo v Kč/kg	71

Tab. 40	Ceny zemědělských výrobců za syrové mléko v Bavorsku v Kč/kg	72
Tab. 41	Ceny zemědělských výrobců za syrové mléko na Slovensku v Kč/kg	72
Tab. 42	Množství nakoupeného mléka v tis. litrech	72
Tab. 43	Kalendářně očištěné hodnoty množství nakoupeného mléka v tis. litrech	73

Seznam použitých zkratk

ACF	autokorelační funkce
ADF test	rozšířený Dickey-Fullerův test
AIC	Akaikeho informační kritérium
AR	autoregresní proces
ARCH	autoregresní podmíněná heteroskedasticita
ARIMA	integrováný proces
ARMA	smíšený proces
BIC	Bayesovské informační kritérium
CPV	ceny průmyslových výrobců
CZV	ceny zemědělských výrobců
ČR	Česká republika
ČSÚ	Český statistický úřad
ES	Evropské společenství
EU	Evropská unie
EU-15	15 členských států Evropské unie
EU-27	27 členských států Evropské unie
HQC	Hannanovo-Quinnovo informační kritérium
LM test	test Lagrangeových multiplikátorů
MA	proces klouzavých součtů
MZe	Ministerstvo zemědělství
NLS	metoda nelineárních nejmenších čtverců
OLS	metoda nejmenších čtverců
PACF	parciální korelační funkce
RESET test	Ramseyho specifikační test
SARIMA	sezónní integrováný proces
SC	spotřebitelské ceny
UHT	vysokoteplotní úprava
VAR	vektorová autoregrese

1 Úvod

Potravinářský průmysl je významnou částí českého zpracovatelského průmyslu. Zabývá se zpracováním komodit rostlinného či živočišného původu a zabezpečuje tak výživu obyvatelstva. Jeho klíčovou součástí je oddíl výroby mléčných výrobků, který zahrnuje zpracování mléka, výrobu mlékárenských výrobků a sýrů a dále výrobu zmrzliny. Tato skupina se z 18 % podílí na celkových tržbách potravinářství v České republice za rok 2013. Jedná se tak o třetí největší podíl po odvětví z výroby masa a masných výrobků a výroby ostatních potravinářských výrobků. Je to zároveň i jeden z mála potravinářských oborů, ve kterém vzrostla zaměstnanost v roce 2013. [24]

Mlékárenský průmysl má přímou vazbu na zemědělskou prvovýrobu a je tak spjat i se zemědělstvím. Zemědělství patří v České republice k tradičním odvětvím národního hospodářství. V minulosti byla naše republika v této oblasti soběstačná a díky tomu se i proslavila ve světě. Se vstupem do Evropské unie přišla však celá řada omezení v oblasti zemědělské výroby a Česká republika tak ztratila přední pozici v této oblasti. Rok od roku počet zaměstnanců v této sféře i výměra orné půdy neustále klesá. I přesto je zemědělství v naší zemi stále důležité, jelikož více jak polovina rozlohy státu je tvořena právě zemědělskou půdou. Mezi nejdůležitější komodity v exportu pak patří právě mléko a dále živá zvířata, obiloviny, cukr a slad. [28]

Mléko je tekutým sekretem mléčné žlázy savců. Období vyměšování mléka se nazývá laktací, začíná porodem, končí tzv. zaprahnutím a u skotu trvá kolem 305 dní. Jedná se o zcela přírodní potravinu obsahující téměř všechny nutričně významné živiny. Složení mléka je ovlivněno živočišným druhem, laktací, výživou, zdravotním stavem, ročním obdobím, apod. Kravské mléko se průměrně skládá z 87,5 % vody, 3,3 % bílkovin, 3,8 % tuku, 4,7 % mléčného cukru a z 0,7 % minerálních látek. [10]

Mléko a mléčné výrobky jsou nedílnou součástí lidské výživy již po mnoho let. Jedná se o nedocenitelný nápoj, se kterým se člověk setkává ihned po narození. Velký význam má však v průběhu celého života. Díky vysokému obsahu vápníku podporuje růst kostí v období dospívání a v pokročilém věku působí zase jako prevence proti osteoporóze. Denní doporučená dávka vápníku se rovná přibližně jednomu litru mléka, což odpovídá např. konzumaci jedné sklenky mléka, jednoho jogurtu a 50 g sýru. Právě sýry patří mezi nejtradičnější mléčné produkty, jejichž dochované výrobní postupy jsou mnohem starší než výroba ostatních mléčných výrobků. [10]

O významnosti mléka existuje celá řada publikací, i přesto se však můžeme v dnešní době setkat se spoustou nepravdivých a mylných informací o této komoditě. Ty vznikají především vlivem moderních komunikačních technologií a silného konkurenčního boje v potravinářství. Lidé jsou tak rozděleni na dvě skupiny, kdy jedna zastává konzumaci mléka a mléčných výrobků a druhá, menšinová, označuje mléko za cizí látku, která lidskému organismu pouze ubližuje. Postupně se tyto dezinformace rozšířily i na další mléčné výrobky. Mnoho odborníků se v dnešní

době snaží tyto mýty o mléku vyvrátit. Odkazují i na to, že důležitost mléka pro člověka si uvědomovali již naši předci a jedna z prvních odborných knih o mléce, jako významné potraviny, byla napsána již v 16. století. [10]

Mlékárenské odvětví bylo velmi ovlivněno vstupem České republiky do Evropské unie. Aby byla zajištěna bezpečná výroba mléka, musí být sjednocena potravinová legislativa v rámci všech členských zemí. Na výrobky živočišného původu ze třetích zemí pak dohlíží orgány veterinární služby ČR. Tato bezpečnostní opatření jsou velice důležitá, jelikož mléko na cestě od zemědělských prvovýrobců až k samotným spotřebitelům čelí celé řadě rizikových faktorů, které by mohly ovlivnit jeho zdravotní nezávadnost. Proto Evropská unie zavedla jednotná výrobní a hygienická pravidla pro všechny výrobce a zpracovatele mléka a mléčných výrobků. Na dodržování těchto podmínek u nás dohlíží Státní veterinární správa ČR. Pokud podnik splňuje veškeré podmínky, pak všechny produkty živočišného původu nesou oválnou veterinární značku zdravotní nezávadnosti. To platí ve všech členských zemích EU a český výrobek je označen kódem země CZ a číslem výrobního závodu. [10]

2 Cíl práce

Cílem této bakalářské práce je za pomoci údajů Českého statistického úřadu, Ministerstva zemědělství, Eurostatu a z dalších zdrojů charakterizovat časové řady nakoupeného mléka, průměrných výkupních cen mléka, množství a průměrných cen prodaného zpracovaného mléka a másla. Dále zhodnotit situaci na evropském a českém trhu s mlékem a mléčnými výrobky a popsat vliv cenových výkyvů v sousedních zemích na výkupní ceny mléka v České republice. Jejím cílem je také charakterizovat pravděpodobné dopady deregulace trhu s mlékem v EU od roku 2015.

Na základě uvedených cílů této bakalářské práce byly také stanoveny následující dílčí cíle.

1. Na základě grafů a průměrných elementárních charakteristik popsat časové řady průměrných cen mléka a másla v České republice a průměrných cen syrového mléka v Bavorsku a na Slovensku.
2. Pomocí VAR modelu posoudit kauzální vztah mezi
 - výkupními cenami mléka v České republice a v Bavorsku,
 - výkupními cenami mléka v České republice a na Slovensku,
 - výkupními a průmyslovými cenami mléka v České republice,
 - výkupními a spotřebitelskými cenami mléka v České republice,
 - výkupními a průmyslovými cenami másla v České republice,
 - výkupními a spotřebitelskými cenami másla v České republice.
3. Na základě grafu a průměrných elementárních charakteristik popsat časovou řadu množství nakoupeného mléka v České republice a pomocí SARIMA modelu vytvořit předpovědi pro další dva roky.

3 Literární přehled

3.1 Vývoj mlékárenského průmyslu

O mlékárenském průmyslu můžeme hovořit až v průběhu 19. století, kdy došlo k mnoha významným objevům pro toto odvětví. Díky nim mohlo být mléko průmyslově zpracováno a zároveň se vytvářely i přebytky. Největší krize zažilo mlékárenství v období dvou světových válek. Po druhé světové válce došlo k postupnému znárodnování mlékárenských podniků, které bylo ukončeno v roce 1952. V tomto období se české mlékárenství vzpamatovalo z války a naše země se stala soběstačnou v tomto odvětví. Po roce 1989 došlo k transformaci většiny podniků a jejich vlastnických práv. To mělo za následek úpadky některých podniků na jedné straně a vzestup dalších na straně druhé. [4]

Další významné změny nastaly v roce 2004, kdy se Česká republika stala členem Evropské unie. Mlékárenské podniky tím byly velmi zasaženy, jelikož musely splňovat spoustu přísných hygienických norem. Tím však byla zabezpečena vyšší ochrana spotřebitele a zdravotní nezávadnost potravin. Velké změny také nastaly v rámci zahraničního obchodu. Byly odbourány bariéry k novým členským státům a vytvořena nová zahraniční politika vůči třetím zemím. Pro české podniky to znamenalo možnost rozšíření své působnosti, ale také silný konkurenční boj. [12]

3.2 Český trh s mlékem a mléčnými produkty

3.2.1 Zpracovatelský průmysl

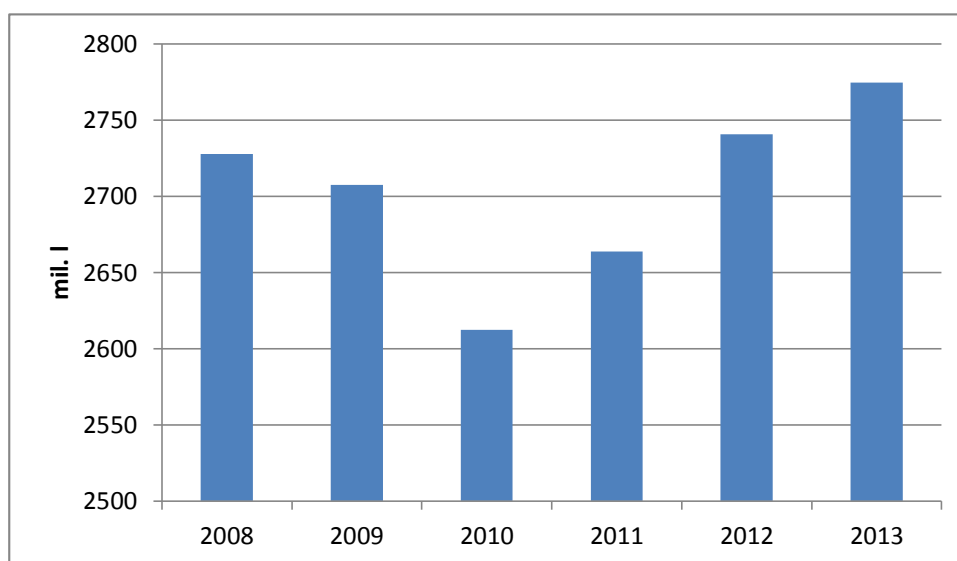
Od roku 1989 se počet zpracovatelských kapacit v České republice snížil o více než 60 %. České mlékárenské firmy musí čelit silnému konkurenčnímu prostředí. Z TOP 20 největších světových zpracovatelů mléka působí na našem území šest nadnárodních společností. Jedná se o francouzský Lactalis, Danone, Bongrain a Bel, německý Theo Müller a americký Schreiber Foods. Tyto společnosti mají velký vliv na ceny na českém trhu i na jeho samotný vývoj. Pro české podniky je velmi důležitá konkurenceschopnost, proto mezi mnoha dochází k fúzím a akvizicím. Jako příklad můžeme uvést koncern Agrofert, který je vlastníkem mlékáren Olma a Mlékárna Hlinsko nebo společnost Lactalis, jež vlastní Mlékárnu Klatovy a Mlékárnu Kunín. Podle počtu zpracovaných dodávek v roce 2012 patří k nejvýznamnějším českým mlékárenským podnikům jihočeská MADETA se 14,2 %. Za ní následuje Pragolaktos, Mlékárna Hlinsko, Olma, Orrero, Mlékárna Klatovy, Mlékárna Kunín, Moravia Lacto, Danone a Bohemilk. Těchto 10 nejvýznamnějších společností zpracovalo 66 % mléčných dodávek v roce 2012. [22]

3.2.2 Produkce mléka a mléčných produktů

Produkce a jakost mléka jsou ovlivněny celou řadou faktorů. Jedná se o genetické faktory (druh, plemeno, individualita), fyziologické faktory (věk, zdravotní stav, laktace) a o faktory vnějšího prostředí, kam patří např. klimatické podmínky, technologie ustájení, způsob dojení či výživa. [9]

Na obr. 1 můžeme vidět vývoj produkce mléka v České republice od roku 2008 do roku 2013. Z počátku tohoto období měla produkce mléka klesající charakter a nejvýraznější pokles nastal v letech 2009 a 2010, což bylo důsledkem ekonomické krize. Ta se v mlékárenském odvětví projevila poklesem poptávky a cen zemědělských výrobců. [26]

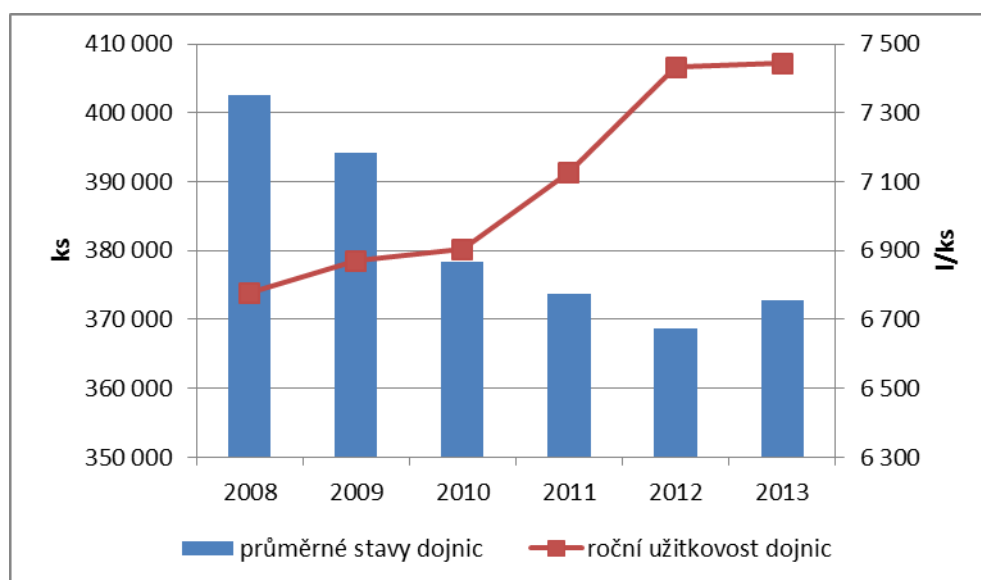
Po tomto období došlo k opětovnému růstu produkce mléka. I přes nepříznivé klimatické podmínky v první polovině roku 2013 bylo v České republice za tento rok vyprodukováno 2 774,5 mil. l mléka, tedy o 1,2 % více než v předchozím roce. [27]



Obr. 1 Vývoj celkové produkce mléka v České republice

Zdroj: Zemědělství, 2013 [27]

V roce 2013 došlo po delší době ke zvýšení počtu dojných krav. Do té doby se jejich počet několik let neustále snižoval. I přes tento trend však nadále rostla jejich užitkovost, což je zapříčiněno zdokonalováním technologií a postupů v produkci mléka. Tuto situaci můžeme také vypořadovat z následujícího grafu. [27]



Obr. 2 Vývoj průměrných stavů dojnic a průměrné roční užitkovosti

Zdroj: Zemědělství, 2013 [27]

Z následující tabulky vidíme, že největším producentem kravského mléka je kraj Vysočina. Chov skotu je zde hlavním odvětvím živočišné výroby a nachází se zde cca 16 % z celkového počtu kusů skotu v naší zemi. [25]

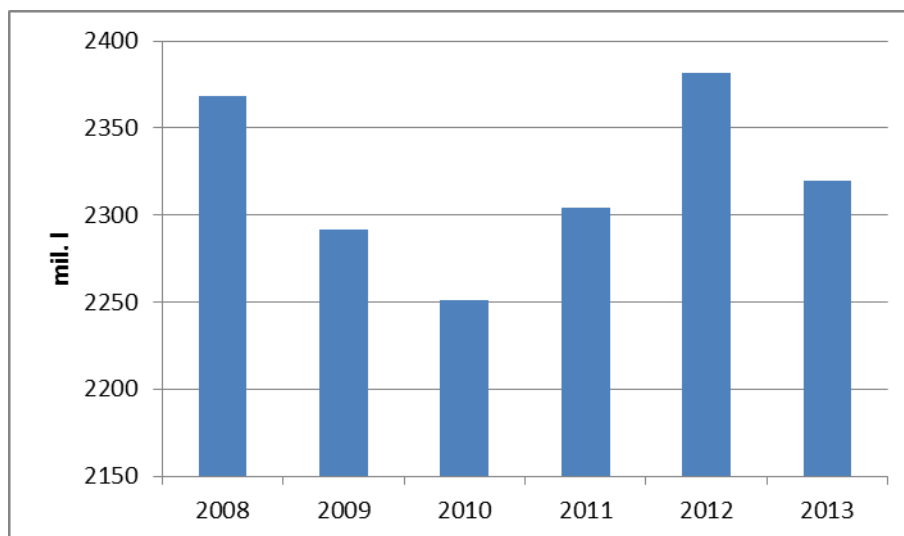
Tab. 1 Produkce mléka podle krajů za rok 2012

	Produkce mléka za rok 2012 (tis. l)	Podíl kraje v roce 2012 (%)
Praha + Středočeský	351 654	12,8
Jihočeský	317 781	11,6
Plzeňský	292 945	10,7
Karlovarský	46 098	1,7
Ústecký	55 914	2,0
Liberecký	69 824	2,6
Královehradecký	217 103	7,9
Pardubický	252 966	9,2
Vysočina	482 000	17,6
Jihomoravský	157 291	5,7
Olomoucký	193 777	7,1
Zlínský	144 528	5,3
Moravskoslezský	158 801	5,8

Zdroj: Situační a výhledová zpráva MLÉKO 2013 [25]

Stejně jako produkce mléka, tak i nákup syrového mléka do mlékáren byl v roce 2009 a 2010 zasažen krizí. Propad však nastal také v roce 2013, kdy oproti roku

2012 bylo nakoupeno o 62,3 mil. l mléka méně, konkrétně 2 319,5 mil. l mléka. Tato situace je dána především rostoucími cenami, které omezují domácí poptávku a vysokou spotřebou dovážených mléčných výrobků. Výkyvy v množství nakoupeného mléka v jednotlivých letech znázorňuje následující graf. [27]



Obr. 3 Vývoj nákupu syrového mléka do mlékáren na území ČR
Zdroj: Zemědělství, 2013 [27]

V porovnání s rokem 2012 vzrostla v roce 2013 produkce u téměř všech mléčných výrobků. Nejvíce pak vzrostla výroba tvarohů o 8,1 %, a nejméně u kysaných výrobků o 3 %. Meziroční pokles produkce byl v porovnání s rostoucím trendem mírnější a nastal u jogurtů a másla. Zvýšení produkce můžeme přičíst rostoucí poptávce po daných produktech a pokles zase vysokým dovozům uvedených produktů ze zahraničí. V tab. 2 jsou rozepsány konkrétní hodnoty vyprodukovaného množství vybraných produktů. [27]

Tab. 2 Vývoj produkce vybraných mlékárenských výrobků

	MJ	2012	2013	Meziroční změna
Mléko	tis. l	601 609,9	631 819,3	+5,0 %
Smetana	tis. l	46 547,9	49 881,4	+7,2 %
Jogurty	tis. l	131 392,9	127 476,3	-3,0 %
Kysané výrobky	tis. l	48 245,6	49 669,3	+3,0 %
Tvarohy	tuny	30 506,2	32 970,3	+8,1 %
Sýry	tuny	95 742,7	101 794,0	+6,3 %
Máslo	tuny	38 867,0	38 031,0	-2,2 %
Sušená mléka	tuny	29 986,5	31 517,3	+5,1 %

Zdroj: Zemědělství, 2013 [27]

3.2.3 Spotřeba mléka a mléčných produktů

Jak můžeme vidět v následující tabulce, spotřeba mléka a mléčných výrobků měla v roce 2013 spíše klesající charakter. Hlavním důvodem je růst spotřebitelských cen u všech mlékárenských výrobků. Jedinou výjimkou byly mléčné konzervy (sušená a zahuštěná mléka a smetany), u kterých vzrostla spotřeba o 18,1 %. I přes tento fakt však patří k mléčným výrobkům, jejichž spotřeba je v porovnání s ostatními poměrně nízká. [27]

Tab. 3 Vývoj celkové domácí spotřeby vybraných mlékárenských výrobků v tunách

	2012	2013	Meziroční změna
Konzumní mléko, smetana	569 333,1	570 083,0	+0,1 %
Mléčné konzervy	14 388,0	16 990,8	+18,1 %
Kysané mléčné výrobky	170 257,5	156 388,1	-8,1 %
Sýry, tvarohy	175 608,5	170 976,2	-2,6 %
Máslo	54 960,2	53 027,9	-3,5 %

Zdroj: Zemědělství, 2013 [27]

3.2.4 Ceny mléka a mléčných produktů

Cenový vývoj v českém mlékárenství je z velké části ovlivněn situací na zahraničních trzích, především těch evropských. Jelikož na českém trhu působí několik nadnárodních společností, musí české podniky čelit silné konkurenci, která má také značný vliv na cenový vývoj. V cenách mlékárenských produktů se rovněž promítanou i vnitřní faktory na domácím trhu. [25]

V mlékárenství rozlišujeme tři druhy cen. První skupinou jsou ceny zemědělských výrobců (CZV), za které mlékárenské podniky nakupují syrové mléko od zemědělců. Druhou skupinou jsou ceny průmyslových výrobců (CPV). Za tyto ceny prodávají mlékárny své zpracované mléko a mléčné výrobky svým odběratelům (např. maloobchodníkům). Poslední skupinou jsou spotřebitelské ceny (SC). Jak už z názvu vyplývá, za tyto ceny nakupují mlékárenské produkty koneční spotřebitelé. [11]

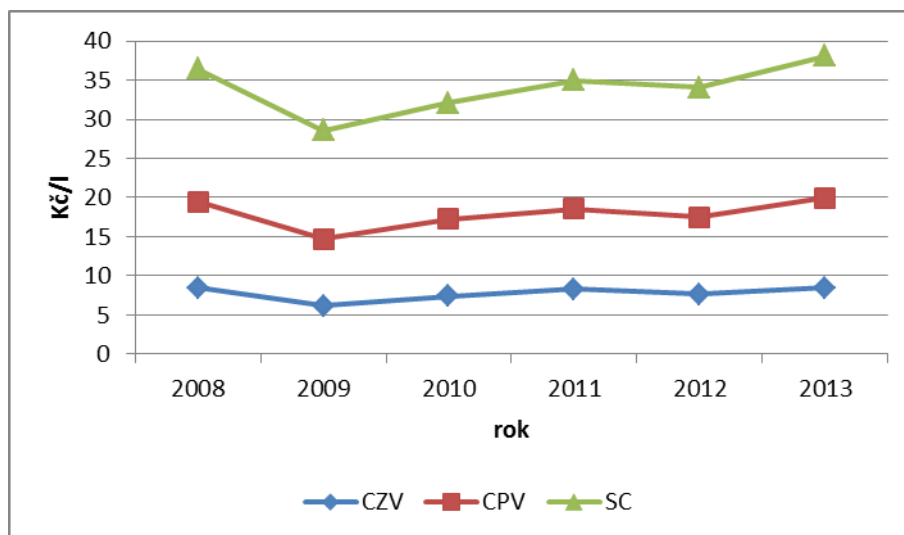
V tab. 4 je zobrazen vývoj výše uvedených cen za mléko od roku 2008 do roku 2013 včetně jednotlivých meziročních změn. V průběhu tohoto období ceny střídavě rostly a klesaly. V roce 2013 došlo k nárůstu u všech tří cenových skupin. Ceny producentů mléka za syrové kravské mléko se oproti předchozímu roku zvýšily o 10,8 %. Hlavním důvodem je nárůst nákladů na jednotku produkce, a to především u krmiv. Ceny mlékáren pak vzrostly o 16,6 % a spotřebitelské ceny o 9,3 %. Tyto dvě cenové kategorie se již vztahují k trvanlivému polotučnému mléku. Jak můžeme vidět, faktory působící na cenu mléka v roce 2013 se nejvíce promítly u cen průmyslových výrobců. Česká republika také zaznamenala poprvé od vstupu do Evropské unie nejrychlejší zvýšení spotřebitelských cen ve skupině potravin v celé EU. [27]

Tab. 4 Vývoj jednotlivých průměrných cen mléka v Kč/l

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
CZV	8,45	6,15	7,42	8,26	7,67	8,50
% Δ CZV	-	-27,2 %	+20,7 %	+11,3 %	-7,1 %	+10,8 %
CPV	11,03	8,53	9,83	10,30	9,79	11,42
% Δ CPV	-	-22,7 %	+15,2 %	+4,8 %	-5,0 %	+16,6 %
SC	17,00	13,87	14,81	16,40	16,61	18,16
% Δ SC	-	-18,4 %	+6,8 %	+10,7 %	+1,3 %	+9,3 %

Zdroj: Zemědělství, 2013; Měsíční výkazy o nákupu mléka, o výrobě a užití vybraných mlékárenských výrobků (MZe); osobní komunikace [20], [23], [27]

Z následujícího grafu je patrná posloupnost velikostí jednotlivých průměrných cen. Nejnižší hodnotu mají ceny zemědělských výrobců, po nich následují ceny průmyslových výrobců a dále spotřebitelské ceny. Faktory, které ovlivňují trh s mlékem a mléčnými produkty, mají ve většině případů stejný dopad na vývoj všech tří cenových skupin (nárůst či pokles). Zároveň však ovlivňují každou cenovou skupinu jiným způsobem. To zapříčiní jejich různé tempo růstu či poklesu za stejné časové období. Není to ale vždy pravidlem, jako např. v roce 2012, kdy CZV a CPV klesly oproti roku 2011, naopak SC vzrostly. Tyto skutečnosti jsou také potvrzeny v následujícím grafu. [25]



Obr. 4 Vývoj jednotlivých průměrných cen mléka

Zdroj: Zemědělství, 2013; Měsíční výkazy o nákupu mléka, o výrobě a užití vybraných mlékárenských výrobků (MZe); osobní komunikace [20],[17], [23], [27]

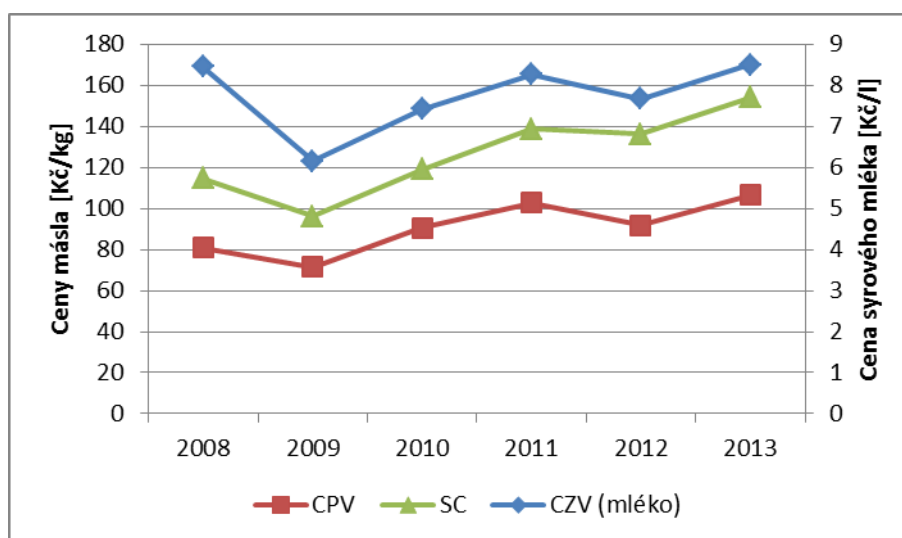
Stejně jako u mléka, tak i u másla byly citlivější na změny ceny průmyslových výrobců, které v roce 2013 vzrostly o 16,2 %, přičemž spotřebitelské ceny o 13,1 %. Jednotlivé hodnoty jsou uvedeny v následující tabulce. [25]

Tab. 5 Vývoj jednotlivých průměrných cen másla v Kč/kg

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
CPV	80,93	71,29	90,44	102,80	91,63	106,44
% ΔCPV	-	-11,9 %	+26,9 %	+13,7 %	-10,9 %	+16,2 %
SC	114,48	96,10	119,03	138,73	136,04	153,92
% Δ SC	-	-16,1 %	+23,9 %	+16,6 %	-1,9 %	+13,1 %

Zdroj: Měsíční výkazy o nákupu mléka, o výrobě a užití vybraných mlékárenských výrobků (MZe); ČSÚ [17], [23]

Na obr. 5 je vyobrazen souběžný vývoj obou průměrných cen u másla, jež můžeme pozorovat na levé ose grafu. Graf je dále doplněn o vývoj cen za syrové mléko (pravá osa grafu), který se rovněž shoduje s vývojem cen másla. Opět je zde patrná závislost cen mlékárenských výrobků na cenách zemědělců. [25]



Obr. 5 Vývoj jednotlivých průměrných cen másla

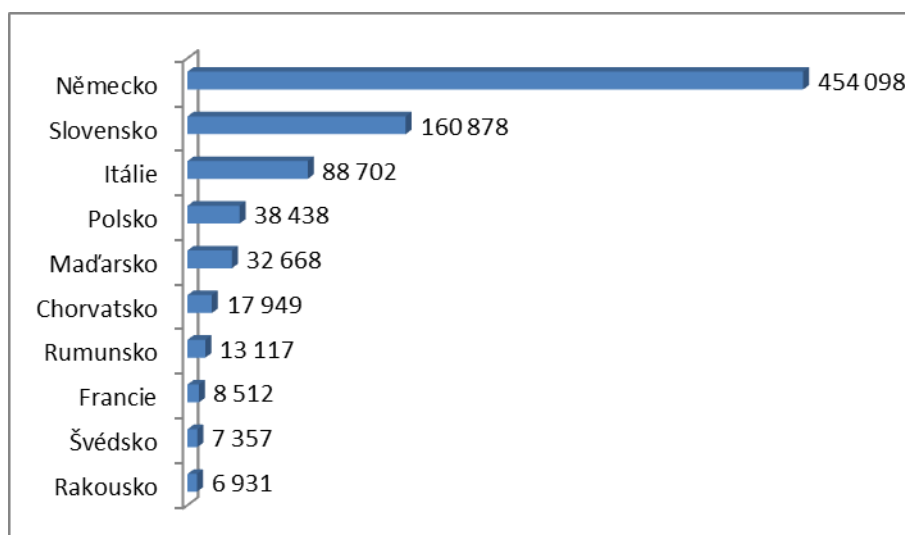
Zdroj: Měsíční výkazy o nákupu mléka, o výrobě a užití vybraných mlékárenských výrobků (MZe); ČSÚ [17], [23]

3.3 Zahraniční obchod s mlékem a mléčnými produkty

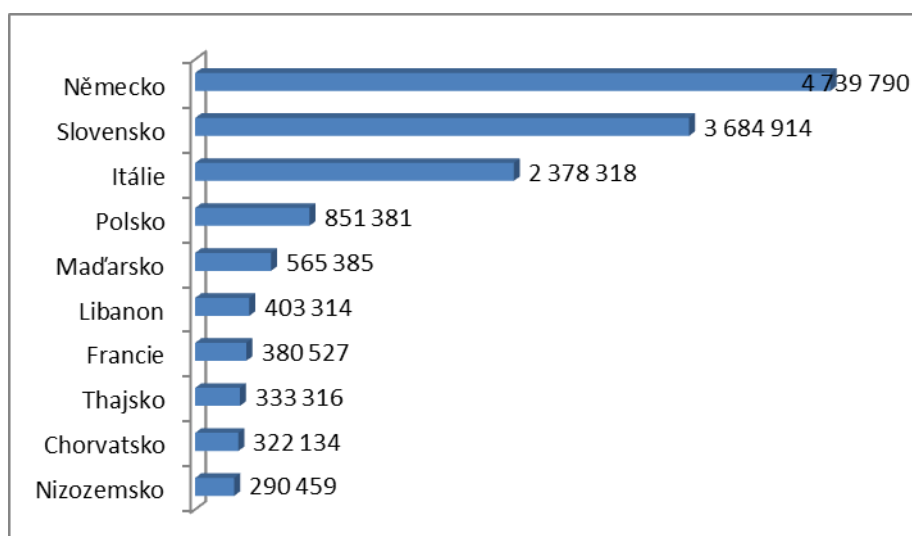
Očekávaný vývoj mlékárenství po celém světě je velmi pozitivní. Neustálý růst počtu obyvatel, hospodářský růst a silná poptávka z jihovýchodní Asie jsou jedněmi z hlavních faktorů, které se podílí na růstu světové poptávky po mléku a mléčných výrobcích. V dnešní době je velmi populární zdravý styl stravování a díky tomu jsou i mléčné výrobky čím dál více oblíbené. Producenti se snaží odlišit od silné konkurence a neustále tak rozšiřují sortiment těchto produktů. Dochází tak k dalšímu růstu světových mléčných trhů, čímž by mohl být podpořen vývoz Evropské unie a stabilita cen mlékárenských výrobků. [25]

3.3.1 Vývoz

Za rok 2013 bylo podle Databáze zahraničního obchodu vyvezeno celkem 900 618 tun mléka a mléčných výrobků (kód zboží 0401, 0402, 0403, 0404, 0405, 0406) a Česká republika tyto produkty exportovala celkem do 74 zemí světa. Oproti roku 2012 došlo ke snížení objemu vývozu o 1,5 %. Nejvíce se vyváželo do Německa, Slovenska a Itálie, kde se export do těchto tří zemí podílí ze 78,1 % na celkovém vývozu mléka a mléčných produktů. Z finančního hlediska se však celková hodnota vývozu oproti roku 2012 zvýšila o 13,6 % na 17 600 529 Kč, což je zapříčiněno cenovým růstem syrového kravského mléka. [16]



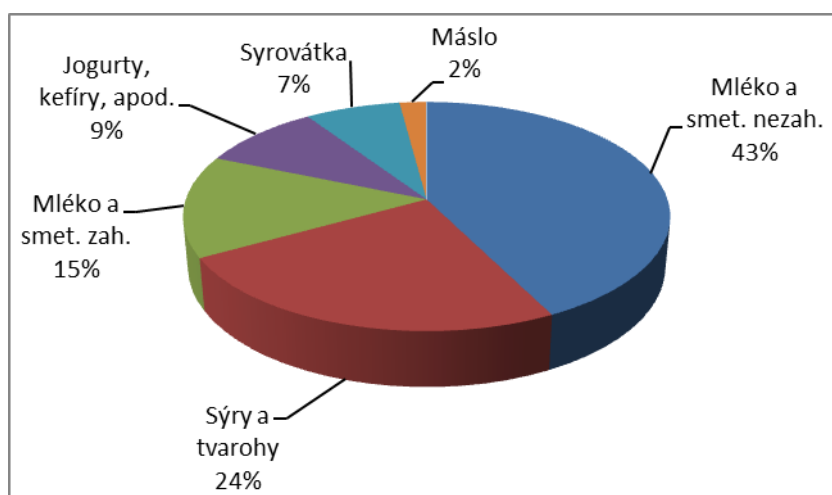
Obr. 6 TOP 10 zemí z hlediska vývozu (tuny) vybraných mlékárenských výrobků z ČR
Zdroj: ČSÚ – Databáze zahraničního obchodu [16]



Obr. 7 TOP 10 zemí z hlediska hodnoty vývozu (Kč) vybraných mlékárenských výrobků z ČR
Zdroj: ČSÚ – Databáze zahraničního obchodu [16]

V grafech uvedených výše je uveden seznam zemí z hlediska významnosti vývozu pro Českou republiku, přičemž na obr. 6 je vývoz vyjádřen v tunách a na obr. 7 v korunách. Pořadí zemí na vzdálenějších příčkách se vzájemně liší. Je to dáno především strukturou vývozu, kde jednotlivé komodity mají různé cenové úrovně. První příčky jsou zachovány díky vysokým objemům exportu, kde cenové rozdíly nehrají tak velkou roli. [16]

V následujícím výšečovém grafu můžeme vidět, že nejvýznamnější vyváženou komoditou z finančního hlediska byla v roce 2013 skupina nezahuštěného mléka a smetany o hodnotě 7 490 422 Kč. I přes menší objem vývozu, měly velmi významný podíl také sýry a tvarohy, jejichž vývoz odpovídal 4 285 849 Kč. Malý podíl másla na peněžním vyjádření vývozu vypovídá o velmi malém objemu vývozu této komodity vzhledem k jeho vysokým cenám. [16]



Obr. 8 Podíly vybraných mlékárenských výrobků na finanční hodnotě vývozu
Zdroj: ČSÚ – Databáze zahraničního obchodu [16]

Jak uvádí tab. 6, v porovnání s rokem 2012 došlo v roce 2013 ke zvýšení objemu exportu syrovátky, sýrů a tvarohů. U zbylých komodit nastal pokles, který se nejvíce projevil u zahuštěného mléka a smetany. [16]

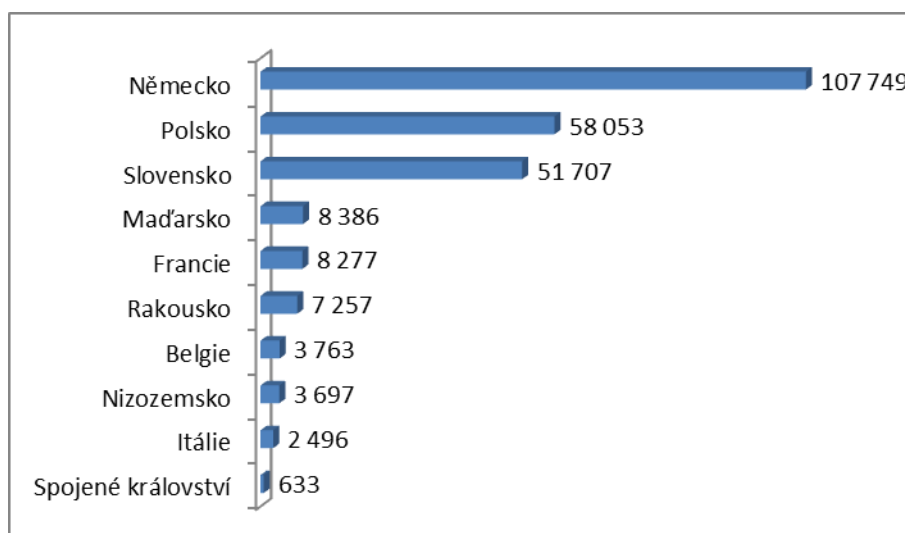
Tab. 6 Vývoj vývozu vybraných mlékárenských výrobků v tunách

	2012	2013	Meziroční změna
Mléko a smet. nezah. (0401)	716 693	702 220	-2,0 %
Mléko a smet. zahuš. (0402)	38 599	33 009	-14,5 %
Jogurty, kefíry apod. (0403)	64 431	61 077	-5,2 %
Syrovátka (0404)	49 709	53 283	+7,2 %
Máslo (0405)	4 240	4 103	-3,2 %
Sýry a tvarohy (0406)	41 016	46 926	+14,4 %

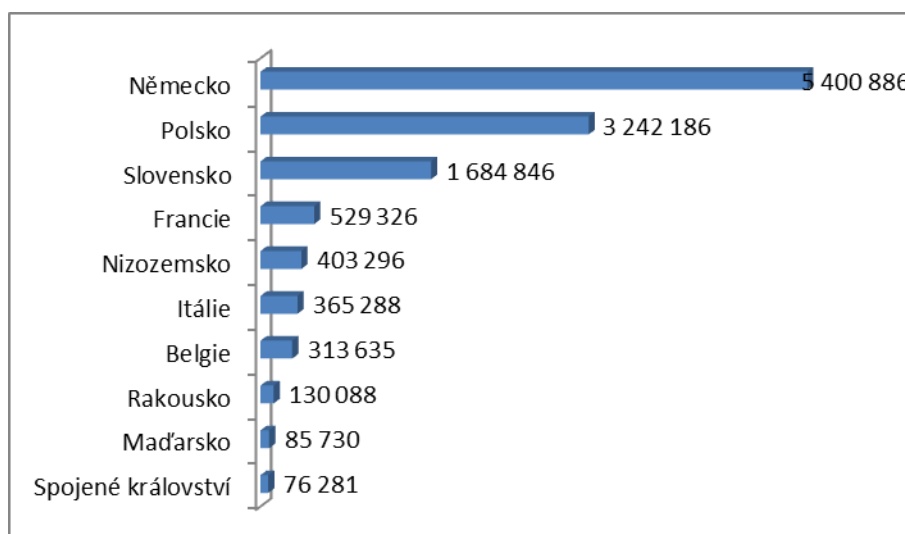
Zdroj: ČSÚ – Databáze zahraničního obchodu [16]

3.3.2 Dovoz

Podle statistických údajů za rok 2013 z Databáze zahraničního obchodu bylo do České republiky dovezeno 255 494 tun mléka a mléčných výrobků z celkem 34 zemí světa. V porovnání s rokem 2012 se dovoz snížil o 5,2 %. Stejně jako u vývozu se však zvýšila jeho finanční hodnota o 10,5 % na hodnotu 12 501 256 Kč. Opět je to způsobeno rostoucími cenami za mléčnou surovinu. Nejvíce mlékárenských produktů bylo dovezeno z Německa, Polska a Slovenska. Dovozy z těchto tří zemí představují 85,1 % celkového dovozu mléka a mléčných produktů. Následující země jsou uvedeny na obr. 9. [16]



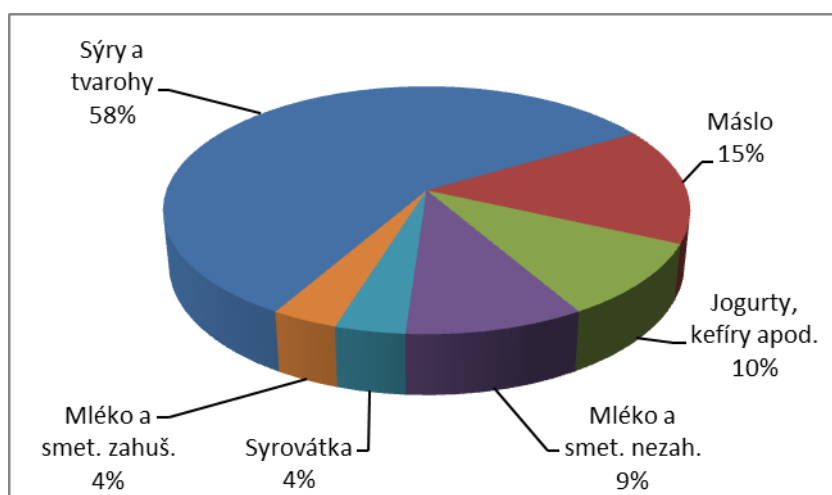
Obr. 9 TOP 10 zemí z hlediska dovozu (tuny) vybraných mlékárenských výrobků do ČR
Zdroj: ČSÚ – Databáze zahraničního obchodu [16]



Obr. 10 TOP 10 zemí z hlediska hodnoty dovozu (Kč) vybraných mlékárenských výrobků do ČR
Zdroj: ČSÚ – Databáze zahraničního obchodu [16]

Také z hlediska finančního vyjádření dovozu na prvních místech dominují Německo, Polsko a Slovensko. Další pořadí se mírně liší, což je opět způsobeno rozdílnými cenami dovážených komodit jako u vývozu. Umístění zbylých zemí je znázorněno na obrázku výše č. 10. [16]

Největší podíl na dovozu ve finančním i množstevním vyjádření měly v roce 2013 sýry a tvarohy, jejichž dovoz měl hodnotu 7 275 433 Kč. Po nich následuje máslo v částce 1 911 251 Kč, což je důsledek především jeho vysoké ceny, nikoliv dovezeného množství. Procentuální podíly jednotlivých komodit na finanční hodnotě dovozu zobrazuje následující výšečový graf. [16]



Obr. 11 Podíly vybraných mlékárenských výrobků na finanční hodnotě dovozu
Zdroj: ČSÚ – Databáze zahraničního obchodu [16]

V tab. 7 vidíme, že v roce 2013 se v porovnání s předchozím rokem výrazněji zvýšil objem dovozu u zahuštěného mléka a smetany o 17,1 %. Mírně také vzrostl dovoz u sýrů a tvarohů, a to o 1,2 %. U ostatních mléčných komodit došlo k poklesu jejich dovozu. Největší propad pak nastal u nezahuštěného mléka a smetany, kterých bylo dovezeno o 12,7 % méně. [16]

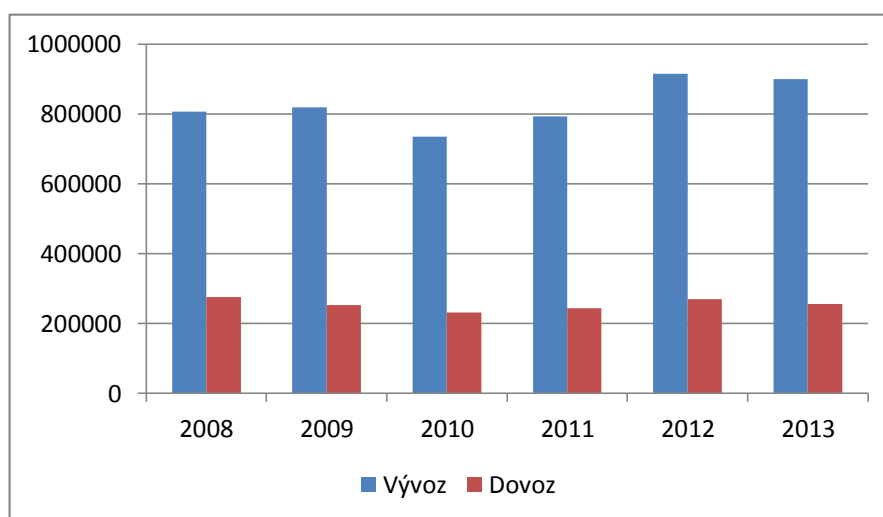
Tab. 7 Vývoj dovozu vybraných mlékárenských výrobků v tunách

	2012	2013	Meziroční změna
Mléko a smet. nezah. (0401)	83 824	73 150	-12,7 %
Mléko a smet. zahuš. (0402)	6 695	7 843	+17,1 %
Jogurty, keфіry apod. (0403)	44 325	40 728	-8,1 %
Syravátka (0404)	31 256	29 768	-4,8 %
Máslo (0405)	19 503	19 208	-1,5 %
Sýry a tvarohy (0406)	83 818	84 797	+1,2 %

Zdroj: ČSÚ – Databáze zahraničního obchodu [16]

3.3.3 Bilance

U mléka a mléčných výrobků je typická aktivní obchodní bilance, tedy že jejich vývoz je větší než jejich dovoz. Tato situace je samozřejmě pro Českou republiku velmi příznivá a viditelná v dalším grafu. V roce 2013 byl pak rozdíl mezi dovozem a vývozem největší. [16]



Obr. 12 Porovnání vývozu a dovozu
Zdroj: ČSÚ – Databáze zahraničního obchodu [16]

Jak můžeme ale vidět v následující tabulce, ne všech komodit se aktivní obchodní bilance týká. Záporná obchodní bilance, kdy naopak dovoz je větší jak vývoz, se pravidelně vyskytuje u másla, sýrů a tvarohů. U másla se saldo zvyšuje, přičemž u sýrů a tvarohů se v posledních letech snižuje. [16]

Tab. 8 Vývoj obchodní bilance vybraných mlékárenských výrobků v tunách

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Mléko, smet. nezah.	+518 511	+542 102	+505 098	+553 641	+632 869	+629 070
Mléko, smet. zahuš.	+20 344	+20 413	+16 055	+16 998	+31 904	+25 166
Jogurty, kefir apod.	+18 985	+37 912	+26 662	+27 264	+20 106	+20 349
Syrovátka	+15 124	+21 850	+15 745	+24 669	+18 453	+23 515
Máslo	-722	-6 156	-11 072	-12 772	-15 263	-15 105
Sýry a tvarohy	-40 728	-48 779	-47 635	-47 598	-42 802	-37 871

Zdroj: ČSÚ – Databáze zahraničního obchodu [16]

3.3.4 Evropská unie

Produkce mléka v Evropské unii byla v první polovině roku 2013 velmi ovlivněna chladným a vlhkým počasím, které se promítlo do kvality pastvin a píce. Týkalo se to především států v západní a střední Evropě, zejména v Irsku, Velké Británii, severním Německu a v severní a východní Francii. Chovatelé museli upravit krmné dávky, čímž utrpěla především užitkovost dojnic. Od druhé poloviny roku 2013 se situace výrazně zlepšila a počáteční klimatické podmínky se v užitkovosti krav ani v produkci mléka příliš neprojeví. Počty dojnic v roce 2013 v porovnání s rokem 2012 klesly. V rámci EU-15 došlo však po dlouhé době k jejich zvýšení, a to především v Německu, Itálii a v Nizozemsku. Toto navyšování stád je také spojeno s přípravou na konec mléčných kvót. V kvótovém roce 2012/2013 překročily stanovenou hranici státy Rakousko, Německo, Dánsko, Polsko a Kypr, které zároveň musely zaplatit sankci v celkové výši cca 46 mil. EUR. Statistiky pro jednotlivé roky nalezneme v následující tabulce. [25]

Tab. 9 Nabídka a užití mléka v EU-27

	EU-27			
	2010	2011	2012	2013
Stavy krav (mil. ks)	23,1	22,9	23,0	22,9
Užitkovost (kg mléka na dojnici)	6 307	6 468	6 449	6 460
Produkce mléka (mil. t)	149,3	151,2	151,9	151,6
Nákup mléka (mil. t)	136,3	139,0	139,6	139,8

Zdroj: Situační a výhledová zpráva MLÉKO 2013 [25]

Výroba čerstvých mléčných výrobků se v roce 2013 oproti předchozímu roku výrazně nezměnila. K nárůstu došlo pouze u smetan a některých dalších čerstvých výrobků. Naopak pokles nastal u konzumního mléka a jogurtů. Příznivá je také aktivní obchodní bilance se snižujícím se dovozem a zvyšujícím se vývozem, což můžeme také vidět v tab. 10. [25]

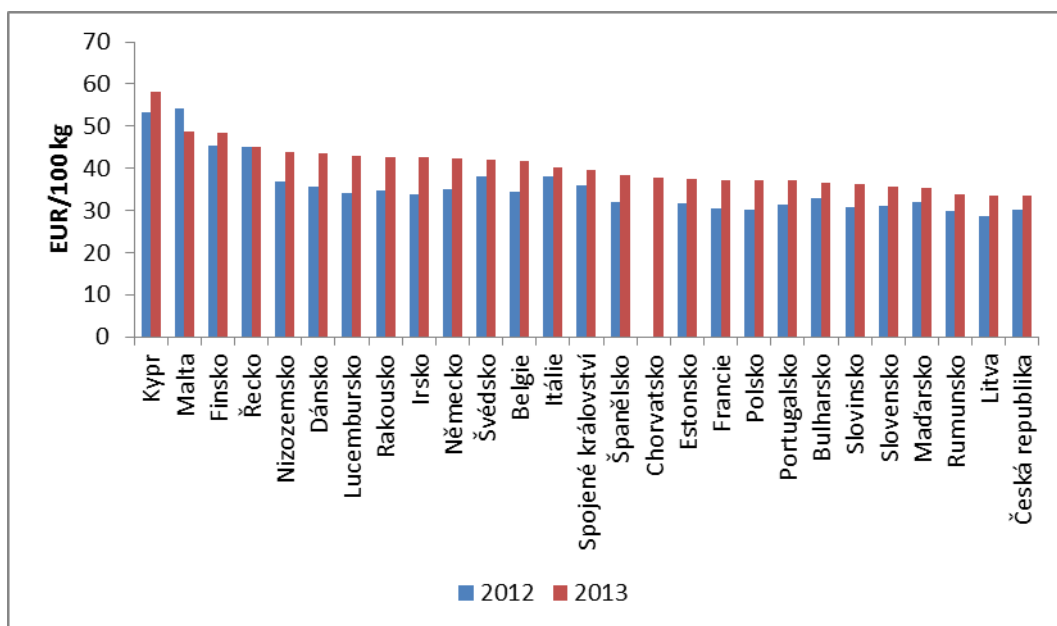
Tab. 10 Bilance čerstvých mléčných výrobků v EU-27 v tis. t

	EU-27			
	2010	2011	2012	2013
Výroba	46 436	46 210	46 327	46 323
Dovoz	13	15	13	11
Vývoz	319	406	550	632
Spotřeba	46 130	45 820	45 790	45 702

Zdroj: Situační a výhledová zpráva MLÉKO 2013 [25]

Změny cen mléka v členských zemích Evropské unie za prosinec 2012 a 2013 můžeme vidět v grafu níže. V daném měsíci průměrné ceny vzrostly téměř u všech států kromě Malty, kde došlo k poklesu. Česká republika byla v prosinci 2013 zemí

s nejnižší průměrnou cenou za kravské syrové mléko v hodnotě 33,57 EUR/100 kg. U Chorvatska, které se stalo členem až v roce 2013, je uvedena cena pouze za tento rok. [18]



Obr. 13 Průměrné ceny syrového kravského mléka v zemích EU za rok 2012 a 2013
Zdroj: ec.europa.eu [18]

3.4 Regulace trhu s mlékem a mléčnými produkty

Mléko v porovnání s jinými potravinami je náročnější na přepravu a skladování a také snadno podléhá zkáze. Zároveň je nedílnou součástí lidské stravy, a proto musí být mlékárenské odvětví určitým způsobem regulováno a podporováno. Právní rámec tohoto systému je tvořen nařízeními Rady (ES), která sjednocují organizaci trhu pro celou společnou zemědělskou politiku. Mezi hlavní cíle pak patří ochrana příjmů producentů mléka a ochrana domácího trhu před vlivy sezónních a strukturálních přebytků. Vnější agrární trh s mlékem a mléčnými výrobky je regulován prostřednictvím celních sazeb, dovozních a vývozních licencí, záruk (jistot), vývozních subvencí (náhrad) a různých kontrolních mechanismů. Vnitřní agrární trh je regulován pomocí mléčných kvót, intervenčních nákupů, prodejů a skladování másla a pomocí různých podpůrných programů. Významnou institucí v této oblasti je Státní zemědělský intervenční fond, který má na starost veškerou administrativu spojenou s regulací tohoto trhu. [25]

K 31. březnu letošního roku nastala však významná změna v podobě zrušení mléčných kvót po jednatřiceti letech. Mléčné kvóty byly zavedeny v roce 1984, kdy nabídka mléka vysoce převyšovala jeho poptávku a tvořily se tak obrovské strukturální přebytky. Všechny členské země EU tak mohly vyprodukovat jen omezené množství mléka a při překročení této hranice musely zaplatit penále. Česká repub-

lika přijala mléčné kvóty již před vstupem do EU v roce 2001, aby si postupně na tento režim navykla. Již v roce 2003 se však rozhodlo o jejich budoucím zrušení, což bylo definitivně potvrzeno v roce 2008. Hlavním důvodem bylo to, že mléčné kvóty neumožňovaly Evropské unii pružnou reakci na rostoucí poptávku směřující především z asijských zemí. Právě asijské trhy jsou zároveň i jedním z východisek pro překonání obtížné situace vyplývající ze zrušení kvót. Očekává se, že ceny mléka během několika měsíců poklesnou. Jelikož však ceny mléka značně poklesly již vlivem ruského embarga, jejich další pokles by mohl znamenat konec pro některé výrobce. Ohrožení pro české producenty mléka také plyne ze silné konkurence zahraničních firem. Pomoci by jim naopak mohly přímé platby a opatření Programu rozvoje venkova. Žádný ze států však přesně neví, jaký dopad na něj bude liberalizace trhu s mlékem mít. [20]

K tématice konce mléčných kvót se také vyjádřil majitel jihočeské Madety Milan Teplý: „Podle mého názoru v Německu, Nizozemsku a Belgii značně stoupne produkce syrového mléka (...) Když je nadbytek, tak by měla jít cena dolů. Čeští zemědělci však trvají na tom, že cena bude nadále taková, jaká zde byla před půl rokem (...) Zpracovatelé jim odpovídají, že za takové ceny není možné zboží prodat. (...) Zemědělci se přece také musí přizpůsobit trhu. (...) V případě trvanlivého mléka je to ještě rentabilní, v případě sušení se však tuna prodává se ztrátou 22 tisíc korun (...)bud' to mléko od zemědělců nikdo nebude chtít, nebo pouze za nižší cenu.“ [14]

Na růst produkce mléka v Německu upozorňuje také předseda Svazu chovatelů holštýnského skotu Karel Horák: „Němci se na zrušení kvót připravují dlouhodobě. (...) postupně navyšují kapacitu stád a s produkcí půjdou nahoru. (...) zaplavení trhu může nastat.“ [15]

Podle aktuálních informací však v prvních dnech po ukončení kvót k žádným velkým cenovým výkyvům ani k nadměrnému dovozu levného mléka nedošlo. Tím se potvrdil názor některých příznivců konce mléčné regulace, mezi které také patří ředitel mlékárenské skupiny Bongrain a místopředseda Českomoravského svazu mlékárenského Oldřich Obermaier. „Nestalo se a nestane se nic. (...) Ve světě stoupá poptávka po mléku a EU je největším vývozcem. Proto by to pro nás všechny měla být velká příležitost (...)“ řekl Obermaier. Nelze však s přesností říci, jestli tato situace vydrží i nadále. [19]

Konec mléčných kvót by mohl být ohrožující především ve spojení s důsledky ruského embarga z roku 2014, které způsobilo mnoha místním mlékárnám značné problémy. Jednou z nich je i Madeta. „Odhadovali jsme, že přijdeme asi o 150 milionů korun, pokud sankce budou trvat do letošního léta (...) Tomu odhadu jsme docela blízko,“ vyjádřil se majitel Madety Milan Teplý. Značný objem vývozu do Ruska tvořil vývoz sýru Niva. „O ten objem jsme přišli. Bylo to přitom 60 tun měsíčně,“ uvedl Teplý. [14]

4 Materiál a metodika

4.1 Materiál

V této práci byla použita data v měsíčním vyjádření pro období leden 2008 až prosinec 2013. Většina dat byla získána z měsíčních výkazů o nákupu mléka, o výrobě a užití vybraných mlékárenských výrobků, které zpracovává Ministerstvo zemědělství České republiky. Jedná se o množství nakoupeného mléka od výrobců do mlékáren a o průměrné ceny zemědělských a průmyslových výrobců za mléko a máslo. [23]

Průměrné spotřebitelské ceny másla pochází ze stránek Českého statistického úřadu a průměrné spotřebitelské ceny trvanlivého polotučného mléka z emailové korespondence s touto institucí. [17], [21]

Pracuje se zde také s průměrnými cenami zemědělských výrobců za syrové mléko v Bavorsku a na Slovensku, které jsou přepočteny na českou měnu. Pro Bavorsko byla data získána z oficiálních stránek Bavorského zemského úřadu pro zemědělství a pro Slovensko ze situační a výhledové zprávy 2013 zpracované Ministerstvem zemědělství a rozvoje venkova Slovenské republiky. [13], [30]

Formální stránka bakalářská práce je zpracovaná podle jednostranné šablony pro závěrečné práce pro rok 2013 od doc. Ing. Dr. Jiřího Rybičky. [29]

4.2 Časové řady

Hindls, Hronová, Seger a Fischer definují časovou řadu jako posloupnost věcně a prostorově srovnatelných pozorování uspořádaných v čase směrem od minulosti do přítomnosti. Analýzou časových řad rozumíme jejich popis pomocí různých metod a prognózou časových řad předvídání jejich budoucího vývoje. [7]

V ekonometrii nás zajímají především ekonomické časové řady. Mnohé z nich však mají specifické vlastnosti, kterými se od ostatních časových řad liší a je potřeba k nim přistupovat diferencovaně. [7]

Arlt a Arltová člení ekonomické časové řady podle typu ekonomického ukazatele na intervalové a okamžikové. U intervalových časových řad hodnoty ukazatelů závisí na délce časového intervalu. Patří sem např. časové řady objemu výroby či spotřeby surovin. Ukazatelé okamžikových časových řad se vztahují ke konkrétním časovým okamžikům, např. ke konkrétnímu datu. [1]

Dále ekonomické časové řady klasifikují podle periodicity sledování na dlouhodobé (interval delší jak jeden rok), krátkodobé (interval kratší jak jeden rok) a vysokofrekvenční (interval kratší jak jeden týden) časové řady. [1]

Jiné členění podle periodicity uvádí např. Hindls, Hronová a Novák, kteří je dělí pouze na roční a krátkodobé. Dále také rozlišují ekonomické časové řady podle způsobu vyjádření ukazatelů na časové řady naturálních ukazatelů (např. produkce v tunách) a časové řady peněžních ukazatelů (např. tržby). [6]

Hindls, Hronová, Seger a Fischer uvádí ještě jedno rozdělení podle druhu ukazatelů na časové řady primárních (prvotních) ukazatelů a časové řady sekundárních (odvozených) ukazatelů. [7]

4.2.1 Srovnatelnost údajů

Abychom mohli s časovými řadami správně pracovat, musíme nejdříve zajistit věcnou, prostorovou a časovou srovnatelnost jednotlivých údajů. Věcně srovnatelné jsou časové řady, jejichž ukazatelé jsou stejně obsahově vymezené. Prostorově srovnatelné jsou ty časové řady, jejichž údaje se vztahují ke stejným geografickým územím. Časově srovnatelné jsou časové řady se stejně dlouhými intervaly. Tento problém bývá především u intervalových krátkodobých časových řad, kdy porovnáváme údaje v měsíčním vyjádření, přitom měsíce se od sebe mohou lišit počtem dnů. V takovémto případě je potřeba daná data kalendářně očistit, nejčastěji přepočtem na kalendářní dny pomocí následujícího vzorce

$$y_t^{(0)} = y_t \frac{\bar{k}_t}{k_t}, \quad (1)$$

kde y_t je ukazatel, který chceme očistit, k_t je počet kalendářních dní v daném období roku a \bar{k}_t je průměrný počet kalendářních dní v daném období roku. V rámci časové srovnatelnosti ukazatelů v peněžních jednotkách je důležité hlídat i cenovou srovnatelnost. Změny cen mají vliv na velikost údajů časové řady. Buď je ovlivňují přímo, anebo působí na chování ekonomických subjektů, čímž nepřímo působí opět na jejich velikost. [7]

4.2.2 Základní charakteristiky

Společně s grafickým zobrazením časové řady nám základní charakteristiky umožní získat elementární informace o časové řadě a rychle tak poskytnout orientační představu o charakteru procesu. [6]

Arlt, Arltová a Rublíková je dělí na popisné charakteristiky a míry dynamiky. Popisné charakteristiky časových řad využíváme pro získání jejich průměrných hodnot. Více však budeme využívat míry dynamiky, které jsou následující [2]:

- absolutní přírůstek (první diference):

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}, \quad (2)$$

- průměrný absolutní přírůstek:

$$\bar{\Delta} = \frac{y_T - y_1}{T - 1}, \quad (3)$$

- koeficient růstu:

$$k_t = \frac{y_t}{y_{t-1}}, \quad (4)$$

- průměrný koeficient růstu:

$$\bar{k} = \sqrt[t]{k_2 \cdot k_3 \cdot \dots \cdot k_T} = \sqrt[t]{\frac{y_2}{y_1} \cdot \frac{y_3}{y_2} \cdot \dots \cdot \frac{y_T}{y_{T-1}}} = \sqrt[t]{\frac{y_T}{y_1}}, \quad (5)$$

- relativní přírůstek:

$$\delta_t = \frac{\Delta y_t}{y_{t-1}} = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} = \frac{y_t}{y_{t-1}} - 1, \quad (6)$$

- průměrný relativní přírůstek:

$$\bar{\delta} = \bar{k} - 1. \quad (7)$$

4.2.3 Modelování časových řad

Model časové řady může být jednorozměrný či vícerozměrný. Jednorozměrný model je nejjednodušší a nejužívanější. Analyzovaný ukazatel je ovlivňován pouze faktorem času. Tento model zapisujeme ve formě

$$y_t = f(t, \varepsilon_t), \quad (8)$$

kde y_t je modelová hodnota ukazatele v čase t , $t = 1, 2, \dots, n$ a ε_t je hodnota náhodné složky v čase t . Vícerozměrný model zapisujeme v podobě

$$y_t = f(t, x_1, x_2, \dots, x_n, \varepsilon_t). \quad (9)$$

U vícerozměrného modelu je analyzovaný ukazatel ovlivňován nejen faktorem času, ale i jinými ukazateli. Tyto ukazatele označujeme x_1, x_2, \dots, x_n a mohou být příčinné či faktorové. [7]

Základní kvantitativní metodou analýzy jednorozměrných časových řad je metoda dekompozice časové řady. Pomocí ní dekomponujeme časovou řadu na čtyři složky, a sice na trendovou T_t , sezónní S_t , cyklickou C_t a náhodnou ε_t . Rozklad časové řady pak může být dvojího typu [2]:

- aditivní (variabilita hodnot časové řady je konstantní v čase):

$$y_t = T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t, \quad (10)$$

- multiplikativní (variabilita hodnot časové řady se v čase mění):

$$y_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t \cdot \varepsilon_t. \quad (11)$$

Trend znázorňuje tendenci dlouhodobého vývoje zkoumaného ukazatele. Vyjadřuje tedy změny v chování časové řady způsobené dlouhodobým vlivem určitých faktorů, které působí stejným směrem. Trend může být rostoucí, klesající nebo konstantní, strmý či mírný. [1]

Sezónnost je systematické, pravidelně se opakující kolísání v časové řadě okolo trendu. Může být způsobeno např. střídáním ročních období nebo různými společenskými zvyky. Pozorovat ji můžeme u krátkodobých či vysokofrekvenčních časových řad. Někdy ji můžeme snadno vyčíst i z grafického vyobrazení časové řady. [1]

Cykličností rozumíme kolísání okolo trendu vlivem ekonomických i neekonomických faktorů, kdy se střídá fáze růstu a poklesu. Jednotlivé cykly jsou delší jak jeden rok a nemusí být stejně dlouhé. [2]

Náhodnou (stochastickou) složku nejsme schopni vyjádřit pomocí žádné funkce času. Získáme ji po vyloučení třech předešlých skupin a často ji vyjadřujeme pomocí pravděpodobnosti. Obvykle zahrnuje chyby měření či drobné a vzájemně nezávislé výkyvy. [7]

4.2.4 Popis trendové složky

Popis trendové složky patří mezi nejdůležitější kroky při analýze časových řad. Existuje několik funkcí trendu, z nichž tři nejjednodušší jsou

- lineární trend

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t, \quad (12)$$

- parabolický trend

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2, \quad (13)$$

- exponenciální trend

$$T_t = \beta_0 \cdot \beta_1^t, \quad (14)$$

kde písmenem β jsou označeny neznámé parametry a $t = 1, 2, \dots, n$ je časová proměnná. Tyto funkce obvykle nemají asymptotu a mají jednoduchý průběh. Jejich parametry pak nejčastěji odhadujeme pomocí metody nejmenších čtverců. Exponenciální funkci je však nejdříve potřeba převést na funkci lineární v parametrech pomocí vhodné transformace, např. logaritmicací. [7]

Složitější průběh má modifikovaný exponenciální trend, logistický trend a Gompertzova křivka. Tyto funkce mají asymptotu a jsou přesnější. K odhadu jejich parametrů je však potřeba využít různých složitějších metod a technik. [7]

4.2.5 Volba modelu trendu

Při analýze časových řad je nezbytné vhodně zvolit některou z výše uvedených funkcí trendu. K tomu nám mohou pomoci následující kritéria [6]:

1. Věcně ekonomická analýza, pomocí které zkoumáme, jestli je funkce rostoucí či klesající, zdali má inflexní bod a je nekonečně rostoucí nebo roste jen ke konečné limitě, apod. Tato věcná kritéria nám pomohou určit základní tendence vývoje analyzovaného ukazatele, nikoliv konkrétní typ hledané funkce trendu.
2. Vizuální analýza grafu, která však není příliš spolehlivá. Každý člověk může v jednom a téže grafu vyzorovat různé funkce trendu.
3. Statistická kritéria jsou ze všech možností nejpřesnější, jelikož zde není problém subjektivity a neúplnosti. Pokud chceme popsat minulý vývoj analyzovaného ukazatele, využíváme k tomu interpolační kritéria. Tato kritéria zkoumají charakter rozdílů skutečných a vyrovnaných hodnot (reziduí) a patří sem střední chyba, střední čtvercová chyba, střední absolutní chyba, střední absolutní procentní chyba a střední procentní chyba. Pokud chceme popsat budoucí vývoj analyzovaného ukazatele, používáme extrapolací kritéria. Ta zahrnují koeficienty nesouladu, z nichž nejznámější je Theilův koeficient.

4.2.6 Popis sezónní složky

Sezónnost, jak už bylo zmíněno, je další významnou složkou časové řady, kterou je potřeba analyzovat. K odhadu sezónní složky slouží několik metod, z nichž nejjednodušší jsou model konstantní sezónnosti a model proporcionální sezónnosti. [6]

Model konstantní sezónnosti předpokládá, že se sezónní výkyvy pravidelně opakují a jsou stále konstantní. Můžeme ho zapsat ve tvaru

$$y_{ij} = T_{ij} + S_{ij} + \varepsilon_{ij}, \text{ kde } i = 1, 2, \dots, m, j = 1, 2, \dots, r. \quad (15)$$

Dále předpokládáme, že

$$S_{ij} = \beta_j \text{ pro } j\text{-tou sezónu v letech } i = 1, 2, \dots, m, \quad (16)$$

kde β_j pro $j = 1, 2, \dots, r$ jsou neznámé sezónní parametry, přičemž

$$\sum_{j=1}^r S_{ij} = \sum_{j=1}^r \beta_j = 0 \text{ pro všechny roky } i = 1, 2, \dots, m. \quad (17)$$

Model proporcionální sezónnosti předpokládá, že se sezónní výkyvy mění přímo úměrně (proporcionálně) trendové složce. Zapisujeme ho ve tvaru

$$S_{ij} = \gamma_{ij} T_{ij} \text{ pro } i = 1, 2, \dots, m, j = 1, 2, \dots, r, \quad (18)$$

kde γ_{ij} pro $j = 1, 2, \dots, r$ jsou sezónní parametry. Měřítkem sezónního kolísání je tzv. sezónní index, který můžeme vyjádřit na základě vztahu mezi sezónní a trendovou složkou jako

$$(1 + \gamma_{ij}) = \frac{Y_{ij}}{T_{ij}}, \quad (19)$$

přičemž $\gamma_{ij} > 0$ značí sezónní vzestup, $\gamma_{ij} < 0$ značí sezónní pokles a $\gamma_{ij} = 0$ znamená nepřítomnost sezónních vlivů. Využitím metody nejmenších čtverců se správným postupem dopracujeme ke vztahu, pomocí kterého vypočteme odhady sezónních indexů [6]:

$$(1 + \gamma_j) = \frac{\sum_{i=1}^m y_{ij}^{(0)} T_{ij}}{\sum_{i=1}^m T_{ij}^2}, \text{ kde platí } \sum_{j=1}^r (1 + \gamma_j) = r. \quad (20)$$

4.2.7 Popis náhodné složky

Náhodnou složku časové řady můžeme zapsat ve tvaru

$$\varepsilon_t = y_t - Y_t, \quad (21)$$

který vyjadřuje rozdíl mezi hodnotami časové řady (y_t) a trendovou, sezónní a cyklickou složkou (Y_t). Odhadem náhodné složky je reziduum ve tvaru

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{Y}_t. \quad (22)$$

Náhodná složka časové řady může mít také podobu bílého šumu. Musí však splňovat tři základní předpoklady. [7]

1. Střední hodnota náhodné složky je nulová:

$$E(\varepsilon_t) = 0, \text{ kde } t = 1, 2, \dots, n. \quad (23)$$

2. Náhodná složka má konstantní rozptyl:

$$D(\varepsilon_t) = \sigma^2, \text{ kde } t = 1, 2, \dots, n. \quad (24)$$

3. Hodnoty náhodné složky jsou sériově nezávislé:

$$C(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0, \text{ kde } i \neq j. \quad (25)$$

Pokud má náhodná složka normální rozdělení, pak hovoříme o normálním bílém šumu. [7]

4.3 Boxova-Jenkinsova metodologie

Boxova-Jenkinsova metodologie se zabývá stochastickým modelováním trendu a sezónnosti a její postupy vychází z (auto)korelační analýzy. Důležitým předpokladem této metodologie je stacionarita časové řady. [3]

4.3.1 Stacionarita

Stacionární časová řada je taková, jejíž chování je stochasticky ustálené. Její úroveň, rozptyl a kovarianční struktura jsou tedy konstantní v čase. Zároveň tato řada nesmí obsahovat trend, sezónnost či proměnný rozptyl, které jsou se stacionaritou v rozporu. [3]

Stacionaritu dělíme na striktní a slabou. Striktní stacionarita je ojedinělá a znamená, že pravděpodobnostní rozdělení je invariantní vůči posunům v čase. Slabá stacionarita je méně omezující, jelikož pravděpodobnostní rozdělení je invariantní vůči posunům v čase pouze v rámci momentů do druhého řádu. V rámci Boxovy-Jenkinsovy metodologie je obvykle pracováno právě se slabou stacionaritou. [3]

Stacionárnost časových řad je velmi důležitá pro kvalitu ekonometrické analýzy a predikce. Je tedy potřeba její existenci testovat pomocí tzv. testů jednotkového kořene. Nejpoužívanější je rozšířený Dickey-Fullerův test (ADF). [8]

Nestacionární časovou řadu původních pozorování převedeme na stacionární nejčastěji pomocí prvních, druhých či logaritmických diferencí. V rámci Boxovy-Jenkinsovy metodologie je můžeme také modelovat např. pomocí procesu ARIMA. [8]

4.3.2 Základní modely Boxovy-Jenkinsovy metodologie

Rozlišujeme tři hlavní modely Boxovy-Jenkinsovy metodologie.

Autoregresní proces řádu p značíme jako AR (p) a zapisujeme ve tvaru

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \text{ tj. } y_t - \varphi_1 y_{t-1} - \dots - \varphi_p y_{t-p} = \varphi(B)y_t = \varepsilon_t, \quad (26)$$

kde $\varphi_1, \dots, \varphi_p$ jsou parametry a $\varphi(B) = 1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p$ je autoregresní operátor. [3]

Proces klouzavých součtů řádu q značíme jako MA (q) a zapisujeme ve tvaru

$$y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} = \theta(B) \varepsilon_t, \quad (27)$$

kde $\theta_1, \dots, \theta_q$ jsou parametry a $\theta(B) = 1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q$ je operátor klouzavých součtů. [3]

Smíšený proces řádu p a q značíme jako ARMA (p, q) a zapisujeme ve tvaru

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}, \text{ tj. } \varphi(B)y_t = \theta(B)\varepsilon_t. \quad (28)$$

Konstrukce modelů Boxovy-Jenkinsovy metodologie probíhá nejčastěji ve třech krocích. [3]

1. *Identifikace modelu:* typ a řád modelu identifikujeme podle tvaru průběhu autokorelační (ACF) a parciální autokorelační (PACF) funkce nebo také pomocí informačních kritérií.
2. *Odhad modelu:* pro předběžné odhady slouží porovnání vztahů mezi parametry a autokorelacemi daného modelu a pro finální odhady můžeme použít např. OLS-odhad či NLS-odhad.
3. *Diagnostika modelu:* pomocí různých diagnostických nástrojů kontrolujeme stacionaritu, strukturu ARMA, bílý šum, reziduální rozptyl, atd.

Kromě již zmíněných tří základních modelů, rozlišujeme další dva velmi významné procesy. [3]

Integrovaný proces ARIMA (p, d, q) je určen pro nestacionární časové řady, které po diferencování můžeme popsat modelem ARMA (p, q). Zapisujeme ho ve formě

$$\varphi(B)w_t = \alpha + \theta(B)\varepsilon_t, \quad (29)$$

kde $w_t = \Delta^d y_t$ je d -tá diference modelované časové řady y_t .

Sezónní integrovaný proces SARIMA (p, d, q) \times (P, D, Q) $_s$ je určen pro ty časové řady, s délkou sezóny s , které po prostých i sezónních diferencích můžeme popsat modelem ARMA (p, q). [3]

V rámci Boxovy-Jenkinsovy metodologie je také velmi využívaná konstrukce předpovědí, která je velmi jednoduchá. Modely dávají poměrně kvalitní předpovědi a snadno se přizpůsobují zkoumaným časovým řadám. [3]

4.4 Vektorová autoregrese

Vektorovou autoregresi označujeme zkratkou VAR. Model vektorové autoregrese je zobecněním jednorozměrného AR procesu. Všechny jeho proměnné jsou endogenní a závisí nejen na svých vlastních zpožděných hodnotách a bílém šumu, ale i na zpožděných hodnotách dalších endogenních proměnných. Předpokladem VAR modelu je stacionarita všech jeho složek. Nevýhoda je však ta, že při převodu na stacionární časovou řadu můžeme ztratit důležité informace. Dalším problémem může také být volba vhodného řádu zpoždění. [3]

Konstrukci VAR modelu můžeme popsat v následujících několika krocích. [8]

1. Otestujeme stacionaritu časových řad (např. pomocí ADF testu) a případně převedeme nestacionární časové řady na stacionární (např. diferenciací nebo logaritmickou diferencí).
2. Zvolíme endogenní proměnné v modelu.
3. Zvolíme maximální řád zpoždění a na základě informačních kritérií vybereme optimální délku zpoždění, která minimalizuje daná kritéria. Řád zpoždění zvolíme zároveň tak, aby se v žádné rovnici nevyskytovala sériová korelace.
4. Odhadneme model pro jednotlivé rovnice prostřednictvím metody nejmenších čtverců.
5. Otestujeme autokorelaci, normalitu a heteroskedasticitu náhodné složky.

4.4.1 Grangerova kauzalita

Při testování Grangerovy kauzality ověřujeme, zda změny jedné proměnné předcházejí změně jiné proměnné. Zkoumáme, jestli jedna proměnná může zvětšit přesnost předpovědi jiné proměnné. Nejedná se tedy pouze o příčinnou závislost, kdy zkoumáme, která veličina je příčinou a která následkem. K ověření kauzality v Grangerově pojetí používáme výše uvedené VAR modely. [8]

4.4.2 Odezva na impuls

Odezvou na impuls zjistíme reakci vybrané vysvětlované proměnné na impuls (inovační šok) ve zvolené rovnici VAR modelu. Od začátku impulsu můžeme v m -rozměrném VAR modelu sledovat celkem m^2 odezev. U stacionárního VAR modelu pak vliv impulsů ve všech m^2 případech postupně odezní. [8]

4.5 Regresní analýza

Hlavním úkolem regresní analýzy je popis a kvantifikace závislosti mezi ekonomickými veličinami pomocí regresní funkce. Nejdříve je velmi důležité vhodně zvolit závislou a nezávislou proměnnou. Závislá (vysvětlovaná) proměnná je ta, jejíž hodnoty či střední hodnoty jsou odhadovány a budeme ji značit písmenem y . Nezávislá (vysvětlující) proměnná je ta, pomocí které odhadujeme závislou proměnnou a budeme ji značit písmenem x , přičemž jich může být i více. V případě jedné nezávislé proměnné hovoříme o jednoduché regresi. Pokud však pracujeme s více proměnnými x , jedná se o regresi vícenásobnou. Větší množství nezávislých proměnných poskytuje lepší odhady hodnot proměnné y , ale zvyšuje riziko přítomnosti nepodstatných proměnných, které analýzu zbytečně komplikují. [6]

4.5.1 Regresní model a regresní funkce

Regresní model nám slouží ke znázornění závislosti proměnných a výchozích předpokladů regresní analýzy. V této bakalářské práci bude pracováno se stochastickým modelem..

Stochastický model zahrnuje působení vedlejších vlivů, které ve většině případů nelze odstranit. Skládá se ze dvou částí. První složka je funkcí hodnoty x a nazýváme ji deterministickou. Druhá složka je výslednicí dalších vlivů a označujeme ji jako náhodnou. Model můžeme vyjádřit ve tvaru

$$y_i = \eta_i + \varepsilon_i = \eta(x_i) + \varepsilon_i, \text{ kde } i = 1, 2, \dots, n. \quad (30)$$

Funkci $\eta = \eta(x)_i$ nazýváme regresní funkcí. Každá regresní funkce má určitý počet parametrů, kde parametry značíme písmenem β s příslušným indexem a jejich počet písmenem p . Tyto parametry jsou neznámými konstantami a jejich odhady získáváme z výběrových dat nejčastěji pomocí metody nejmenších čtverců. Ta je založena na minimalizaci součtu čtvercových odchylek empirických hodnot od teoretických (minimalizaci reziduí). Jedná se o oblíbenou metodu, jelikož je jednoduchá, vhodná i pro menší soubory dat a přináší optimální výsledky. [6], [7], [8]

Regresní funkce můžeme z hlediska parametrů dělit na lineární a nelineární. Mezi nejpoužívanější lineární regresní funkce patří lineární, kvadratická, inverzní, lineárně-logaritmická, logaritmicko-lineární a dvojité logaritmické funkční formy. Nelineární regresní funkcí je např. exponenciální funkční forma, kterou však můžeme pomocí transformace převést na lineární a uplatnit tak opět metodu nejmenších čtverců. [8]

4.5.2 Volba regresní funkce

Volba správného typu regresní funkce je velmi důležitým krokem regresní analýzy. Základem jsou věcně ekonomická kritéria, graf a matematicko-statistická kritéria. [7]

- V rámci *věcně ekonomických kritérií* bychom měli vycházet z ekonomické teorie. Získáme tak předběžné poznatky o tom, které nezávislé proměnné jsou nepodstatné, jaká jsou znaménka parametrů modelu či bližší informace o zakřivení, inflexním bodu, růstu nebo poklesu funkce. Pomocí těchto kritérií však obvykle nejsme schopni určit jednoznačně konkrétní typ regresní funkce. Pouze nám to pomůže zúžit výběr na ty funkce, se kterými přichází v úvahu dále pracovat. [7]
- Velmi užitečná je i *grafická metoda*, u níž je závislost vyobrazena pomocí bodového diagramu. Na základě jeho průběhu se můžeme pokusit určit, o jaký typ regresní funkce se jedná. [7]

- *Matematicko-statistická kritéria* nám slouží spíše ke zhodnocení kvality volby regresní funkce, než k samotnému výběru. Proto je vhodné tyto tři metody správně kombinovat. [7]

4.5.3 Statistická verifikace

Pomocí statistické verifikace ověřujeme statistickou průkaznost jednotlivých parametrů i celého regresního modelu. Nejčastěji k tomu využíváme koeficient vícenásobné determinace, t-test, F-test a informační kritéria. [8]

Koeficient determinace slouží jako kritérium shody odhadnutého modelu s daty. Vychází z rozkladu celkového rozptylu vysvětlované proměnné

$$TSS = RSS + ESS, \quad (31)$$

kde celkový součet čtverců (TSS) proměnné y můžeme rozložit na součet čtverců vysvětlený všemi vysvětlujícími proměnnými (RSS) a na nevysvětlený (reziduální) součet čtverců (ESS). [5], [8]

Koeficient vícenásobné determinace značíme R^2 a vyjadřujeme ve formě

$$R^2 = \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{ESS}{TSS}. \quad (32)$$

Hodnota R^2 se pohybuje v intervalu od 0 do 1 a čím vyšší je jeho hodnota, tím lépe zvolený model popisuje daná data. [5]

Porovnáváme-li modely, které mají různý počet pozorování nebo různé množiny nezávislých proměnných x , pak je vhodnější použít *adjustovaný koeficient determinace*. Ten získáme korekcí počtu stupňů volnosti R^2 ve tvaru

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{ESS / (n - k)}{TSS / (n - 1)} = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - k}, \quad (33)$$

kde k je počet parametrů, n je rozsah výběrového souboru a $\bar{R}^2 \leq R^2$. Výsledky těchto koeficientů nejsou však vždy 100%. Proto je vhodné využít i následující testy. [5], [8]

T-test používáme k testování statistické významnosti jednotlivých parametrů a můžeme ho zapsat jako

$$t_j = \frac{b_j}{s_{b_j}} \sim t(n - k), \text{ kde } j = 0, 1, 2, \dots, k, \quad (34)$$

kde b_j je odhad j -tého regresního parametru a s_{b_j} je odhad střední chyby j -tého regresního parametru. Testovaná nulová hypotéza má podobu $\beta_j = 0$, což znamená, že vysvětlující proměnná x_j nemá vliv na vysvětlovanou proměnnou y . Pokud

absolutní hodnota vypočteného t_j je menší než tabelovaná kritická hodnota $t_{1-\frac{\alpha}{2}}^*$ pro $n-k$ stupňů volnosti, pak na 5% hladině významnosti nezamítáme nulovou hypotézu a daný parametr není statisticky významný. Naopak pokud $|t_j| \geq t_{1-\frac{\alpha}{2}}^*$, pak nulovou hypotézu zamítáme a daný parametr je statisticky významný. [8]

F -test slouží k testování statistické významnosti modelu jako celku a má podobu

$$F = \frac{R^2}{1-R^2} \frac{(n-k)}{(k-1)}. \quad (35)$$

Uvedený podíl má rozdělení F s $k-1$ a $n-k$ stupni volnosti. Pokud je tento F poměr větší než tabulková hodnota F^* pro dané počty stupňů volnosti, pak na 5% hladině významnosti zamítáme nulovou hypotézu a model není statisticky významný. Pokud však $F < F^*$, nulovou hypotézu nezamítáme a model je statisticky významný. [8]

Informační kritéria nám pomáhají při volbě nejlepšího modelu z několika akceptovatelných variant. Jsou založena na porovnání reziduí jednotlivých modelů. Nejlepší model je ten, který minimalizuje hodnoty těchto kritérií. Nejpoužívanějšími informačními kritérii jsou:

- Akaikeho kritérium AIC

$$AIC(k) = \ln s_k^2 + \frac{2k}{T}, \quad (36)$$

- Bayesovské kritérium BIC

$$BIC(k) = \ln s_k^2 + \frac{k \ln T}{T}, \quad (37)$$

- Hannanovo-Quinnovo kritérium HQC

$$HQC(k) = \ln s_k^2 + \frac{2k \ln(\ln T)}{T}, \quad (38)$$

kde k je počet regresorů, T je počet pozorování a s_k^2 je rozptyl reziduální složky. [1], [3]

4.5.4 Ekonometrická vertifikace

V rámci ekonometrické vertifikace nejčastěji ověřujeme správnost specifikace modelu, přítomnost heteroskedasticity chybového členu, sériovou korelaci či normální rozdělení chybového členu. [5]

Jestli byl model správně *specifikován*, můžeme určit pomocí Ramseyho RESET testu. Špatná specifikace modelu může být zapříčiněna opomenutou proměnnou či nevhodně zvolenou funkční formou. Nevýhoda RESET testu je ta, že přesně nevíme, kde nastala chyba. Jeho alternativou je LM test, který je založen na Lagrangeových multiplikátorech. [5]

Heteroskedasticita představuje variabilní rozptyly náhodných složek, a tudíž i reziduí modelu. Nejčastěji postihuje modely s průřezovými daty, kde hodnoty vysvětlujících proměnných se výrazně mění. Důsledkem heteroskedasticity jsou špatné odhady pomocí metody nejmenších čtverců. K jejímu odhalení můžeme využít Whiteův test, Breusch-Paganův test či ARCH test. [5], [8]

Autokorelaci můžeme chápat jako vzájemný vztah (korelaci) mezi jednotlivými členy posloupnosti jedné proměnné, uspořádaných v čase nebo v prostoru. Někteří autoři nazývají autokorelaci také jako sériovou korelaci. Důsledky autokorelace pro odhady metodou nejmenších čtverců jsou obdobné jako u heteroskedasticity. Ke zjištění autokorelace můžeme využít Durbinův-Watsonův test nebo Ljung-Boxův Q' test. [5]

Normální rozdělení je nejznámější ze všech teoretických rozdělení a vyznačuje se typickým zvoncovitým tvarem. Je dáno pouze dvěma parametry, a to střední hodnotou a rozptylem. Testů k ověření normality je celá řada. Nejpoužívanější jsou Chí-kvadrát dobré shody, Shapiro-Wilkův test, Jarque-Berův test či Doornik-Hansenův test. [5]

5 Výsledky a diskuse

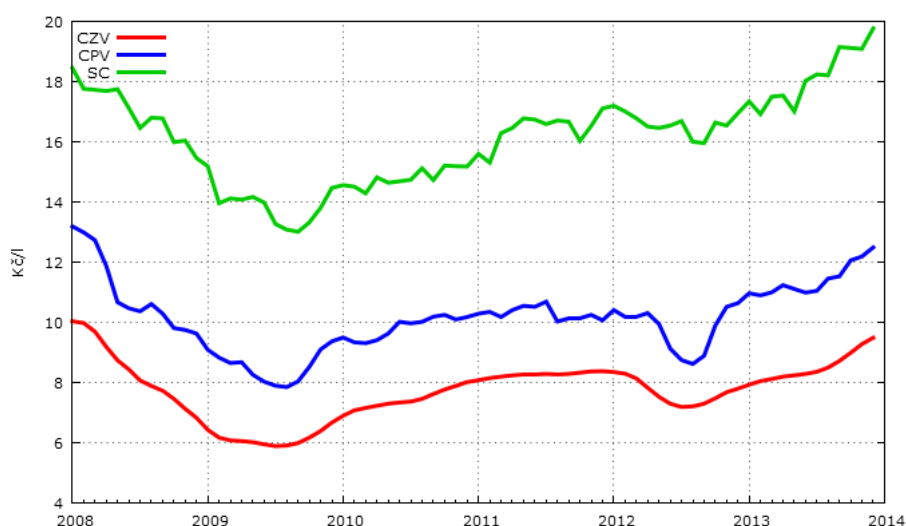
5.1 Ceny mléka a másla v České republice

V této podkapitole se budeme zabývat vývojem časových řad průměrných cen mléka a másla v České republice od ledna roku 2008 do prosince roku 2013.

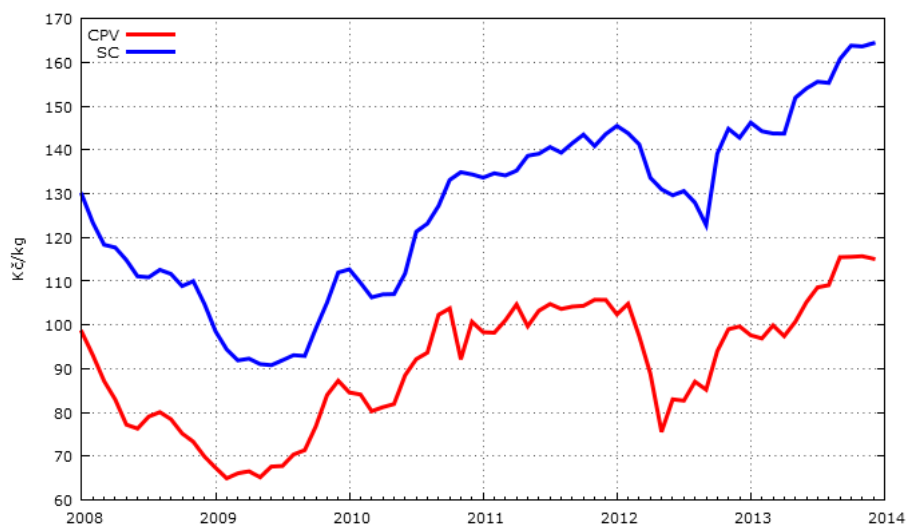
Nejnižší hodnotu mají ceny zemědělských výrobců za syrové kravské mléko. Maximální cenové hladiny bylo dosaženo hned na začátku naší časové řady, a to v lednu 2008, kdy cena vzrostla na 10,04 Kč/l. Od tohoto měsíce však nastal hluboký propad a v červenci 2009 se cena syrového mléka dostala zároveň na nejnižší úroveň, a to na 5,89 Kč/l. Tento pokles byl zapříčiněn především hospodářskou krizí, kdy se snížil zahraniční obchod a vytvářely se tak značné přebytky mléka. Ke zlepšení došlo až ve druhé polovině roku 2009 především vlivem nových opatření Evropské komise. Další pokles nastal začátkem roku 2012, ale trval pouze půl roku. Postupným růstem nákladů v mlékárenství se ceny zemědělských výrobců opět začaly zvyšovat. Uvedený vývoj časové řady můžeme vidět i na obr. 14.

Podobný vývoj nastal i u cen průmyslových výrobců a spotřebitelských cen za trvanlivé polotučné mléko a čerstvé máslo. Jak můžeme vidět z následujících grafů na obr. 14 a obr. 15, u těchto dvou cenových kategorií jsou patrnější drobné výkyvy. Celkový charakter časových řad je však velmi podobný průběhu časové řady cen zemědělských výrobců. Můžeme tedy usuzovat určitý vztah mezi těmito proměnnými. V následujících kapitolách se to zároveň budeme snažit dokázat.

Konkrétní hodnoty těchto časových řad najdeme v tabulkách v příloze A. Jelikož pracujeme s průměrnými cenami, není je potřeba kalendářně očišťovat. U žádné časové řady nebyla zjištěna sezónnost, proto další úpravy nejsou potřeba.



Obr. 14 Časové řady průměrných cen zemědělských výrobců, průmyslových výrobců a spotřebitelů za mléko v České republice



Obr. 15 Časové řady průměrných cen průmyslových výrobců a spotřebitelů za máslo v ČR

Vývoj jednotlivých časových řad popisují nejenom výše uvedené grafy, ale i základní elementární charakteristiky. Pro popis řady jako celku použijeme průměrný absolutní přírůstek, průměrný koeficient růstu a průměrný relativní přírůstek, jejichž vzorce čísel 3, 5 a 7 jsme uvedli v kapitole metodiky práce. Jednotlivé hodnoty jsou vypočteny v následující tab. 11.

Tab. 11 Průměrné elementární charakteristiky průměrných cen zemědělských výrobců, průmyslových výrobců a spotřebitelů za mléko a máslo v České republice

	$\bar{\Delta}$	\bar{k}	$\bar{\delta}$
CZV mléko	-0,0077	0,9992	-0,0008
CPV mléko	-0,0099	0,9992	-0,0008
SC mléko	0,0186	1,0010	0,0010
CPV máslo	0,3061	1,0030	0,0030
SC máslo	0,4869	1,0033	0,0033

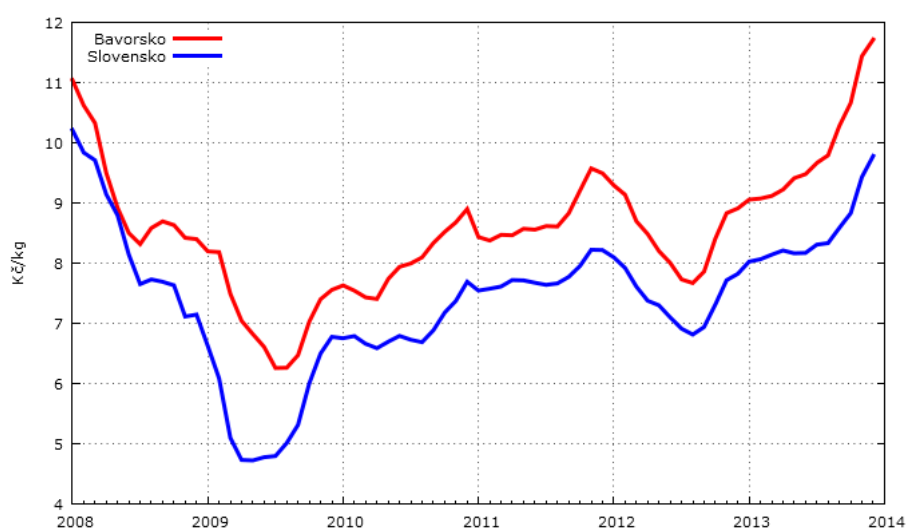
U CZV a CPV hovoříme o průměrném absolutním meziměsíčním poklesu, který je v obou případech velmi malý a v procentním vyjádření odpovídá poklesu o 0,08 %. U SC za mléko došlo k nárůstu cen. V absolutním vyjádření se SC zvýšily o pouhých 0,0186 Kč, což odpovídá nárůstu o 0,1 %. Nárůst nastal také u obou cen za čerstvé máslo. CPV průměrně meziměsíčně vzrostly o 0,3061 Kč, tedy o 0,3 % a SC vzrostly o 0,4869 Kč, tedy o 0,33 %. Ve všech případech hovoříme o velmi mírných průměrných meziměsíčních poklesech či růstech. Průměrné meziměsíční změny nejsou tedy nijak výrazné, což potvrzují i jednotlivé průměrné koeficienty růstu, uvedené v tabulce.

5.2 Ceny syrového mléka v Bavorsku a na Slovensku

Německo a Slovensko patří k nejvýznamnějším obchodním partnerům České republiky v rámci mlékárenského odvětví, a to jak z hlediska vývozu, tak i dovozu. Proto se v následujících kapitolách budeme zabývat průměrnými cenami zemědělských výrobců za syrové kravské mléko v těchto dvou státech a hledat případné vztahy s českými cenami. Jelikož je však rozloha Německa poměrně velká, situace se v jednotlivých spolkových zemích může značně lišit. Nebudeme tedy pracovat s cenami za celé Německo, nýbrž jen za Bavorsko, které je největší a nejbohatší spolkovou zemí Německa a přímo sousedí s naší republikou. Proto údaje za tuto zemi budou zcela dostačující.

Na obr. 16 vidíme průběhy jednotlivých časových řad v Bavorsku a na Slovensku od ledna roku 2008 do prosince roku 2013. Pro lepší porovnávání jsou hodnoty přepočteny dle patřičných kurzů na českou měnu. Jejich vývoj je velmi podobný vývoji CZV za syrové mléko v České republice. To potvrzuje propojenost trhů jednotlivých států Evropské unie. Od roku 2008 nastal i v těchto zemích prudký pokles cen, který trval stejně jako u nás zhruba do poloviny roku 2009. Opět to bylo zapříčiněno především hospodářskou krizí, která postihla většinu světa. Na Slovensku ceny dokonce padly v přepočtu na 4,72 Kč/kg a v Bavorsku na 6,26 Kč/kg. Naopak maximální cenové hladiny dosáhlo Slovensko, stejně jako Česko, v lednu 2008, a to 10,21 Kč/kg. V Bavorsku byla nejvyšší průměrná cena za mléčnou surovinu zpozorována v prosinci 2013, a to 11,72 Kč/kg. Z grafu je také patrné, že ceny za syrové kravské mléko v Bavorsku jsou všeobecně vyšší než na Slovensku, přičemž Česká republika stojí zhruba mezi těmito dvěma cenovými úrovněmi.

Stejně jako u cen v České republice, i zde nebyla prokázána sezónnost a jelikož pracujeme s průměrnými cenami, nebudeme je ani kalendářně očišťovat. Konkrétní hodnoty těchto dvou časových řad nalezneme opět v tabulkách v příloze A.



Obr. 16 Časové řady průměrných cen mléka zemědělských výrobců v Bavorsku a na Slovensku

V tab. 12 jsou opět vypočítané jednotlivé průměrné elementární charakteristiky.

Tab. 12 Průměrné elementární charakteristiky průměrných cen zemědělských výrobců za mléko v Bavorsku a na Slovensku

	$\bar{\Delta}$	\bar{k}	$\bar{\delta}$
Bavorsko	0,0096	1,0008	0,0008
Slovensko	-0,0061	0,9994	0,0006

Průměrný meziměsíční nárůst nastal u CZV za mléko v Bavorsku o 0,0096 Kč, tedy o 0,08 %. Naopak u CZV za mléko na Slovensku došlo průměrně meziměsíčně k poklesu o 0,0061 Kč, což v relativním vyjádření znamená pokles o 0,06 %. Stejně jako u jednotlivých průměrných cen za mléko a máslo v České republice, i zde nejsou meziměsíční průměrné ceny nijak výrazné, což opět potvrzuje i průměrný koeficient růstu uvedený v tabulce.

5.3 Vztahy mezi jednotlivými cenami za mléko a máslo

Cílem této kapitoly bude zkoumání kauzálního vztahu v Grangerově pojetí, kdy na jedné straně budou vždy průměrné ceny zemědělských výrobců za syrové kravské mléko v České republice a na straně druhé budou postupně průměrné ceny zemědělských výrobců za mléko v Bavorsku, ceny zemědělských výrobců za mléko na Slovensku, ceny průmyslových výrobců za mléko v ČR, spotřebitelské ceny za mléko v ČR, ceny průmyslových výrobců za máslo v ČR a spotřebitelské ceny za máslo v ČR.

To, zda mezi proměnnými existuje závislost, kterou můžeme pokládat za příčinný (kauzální) vztah, ověříme pomocí VAR modelu. Předpokladem jsou však stacionární data, proto budeme nejdříve ve všech případech ověřovat stacionaritu jednotlivých proměnných pomocí rozšířeného Dickey-Fullerova testu. Dále na základě informačních kritérií určíme vhodné řády zpoždění, kde hvězdička označuje nejlepší (minimalizované) hodnoty příslušného informačního kritéria. Poté jsme schopni sestavit jednotlivé VAR modely, ze kterých však vyřadíme konstanty, které nebyly ani v jednom případě průkazné. K posouzení Grangerovy kauzality pak využijeme F-testy ve VAR modelech, jelikož pracujeme s řády zpoždění vyššími než jedna. Výsledky VAR modelů nám také potvrdí grafy reakcí na impulzy na 5% hladině významnosti. V nich jsou znázorněny odezvy cílové proměnné na náhlou dočasnou (šokovou) změnu zdrojové proměnné. V závěru jednotlivých podkapitol je potřeba každý VAR model otestovat. K ověření přítomnosti autokorelace využijeme Ljung-Box Q' test, pro zjištění podmíněné heteroskedasticity použijeme ARCH test, pro testování normality Doornik-Hasenův test a pro ověření vícerozměrného bílého šumu Portmanteův test. U ARCH testu a Ljung-Boxova Q' testu byly vždy zvoleny řády zpoždění 12, které nám Gretl doporučil pro naše měsíční data.

5.3.1 Rozšířený Dickey-Fullerův test

K otestování stacionarity dat využijeme rozšířený ADF test na přítomnost jednotkového kořene. U všech proměnných nám vyšla nejvýhodnější varianta s konstantou a trendem a naše původní časové řady tak můžeme pokládat za nestacionární. Tento výsledek nám potvrzují i všechny p-hodnoty uvedené v následující tabulce, které jsou vyšší než 0,05 a my nezamítáme nulovou hypotézu o přítomnosti jednotkového kořene. Nestacionaritu potvrzují i grafy časových řad vykreslených v kapitolách 5.1 a 5.2. Abychom měli všechny časové řady stacionární, budeme dále pracovat s jejich logaritmickými diferencemi.

Tab. 13 P-hodnoty z rozšířeného Dickey-Fullerova testu

proměnná	p-hodnota
CZV za mléko v ČR	0,5171
CPV za mléko v ČR	0,0672
SC za mléko v ČR	0,6748
CPV za máslo v ČR	0,2557
SC za máslo v ČR	0,2762
CZV za mléko v Bavorsku	0,3270
CZV za mléko na Slovensku	0,2250

5.3.2 Vztah mezi cenami zemědělských výrobců v ČR a v Bavorsku

Při volbě vhodného řádu zpoždění modelu VAR se budeme řídit dle Bayesovského informačního kritéria, které je ze všech nejpřísnější, a zvolíme řád zpoždění modelu VAR dva. Vysoké řady zpoždění by v našem případě nedávaly velký smysl. Hodnoty jednotlivých informačních kritérií jsou uvedeny v tab. 14.

Tab. 14 Výběr zpožděných proměnných (CZV za mléko v ČR a v Bavorsku)

Zpoždění	AIC	BIC	HQC
1	-11,133129	-10,932417	-11,053935
2	-11,281443	-10,946922*	-11,149453*
3	-11,262634	-10,794304	-11,077848
4	-11,185607	-10,583469	-10,948025
5	-11,285990*	-10,550044	-10,995612
6	-11,222354	-10,352599	-10,879180

Hodnoty koeficientů VAR modelu se zpožděním 2 jsou uvedeny v následující tabulce.

Tab. 15 VAR model (CZV za mléko v ČR a v Bavorsku)

Rovnice 1: Id_CZV_CR		
proměnná	koeficient	p-hodnota
ld_CZV_CR_1	1,2932	2,96e-016 ***
ld_CZV_CR_2	-0,4380	0,0003 ***
ld_CZV_Bavorsko_1	-0,0047	0,9186
ld_CZV_Bavorsko_2	0,0198	0,6711
Koeficient determinace	0,8712	
Adjustovaný koeficient determinace	0,8653	
P-hodnota (F)	3,45e-28	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_CR	F (2, 65) = 112,13 [0,0000]	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_Bavorsko	F (2, 65) = 0,0961 [0,9085]	
Rovnice 2: Id_CZV_Bavorsko		
proměnná	koeficient	p-hodnota
ld_CZV_CR_1	0,6304	0,0774 *
ld_CZV_CR_2	-0,2370	0,4869
ld_CZV_Bavorsko_1	0,5153	0,0003 ***
ld_CZV_Bavorsko_2	-0,1057	0,4428
Koeficient determinace	0,4640	
Adjustovaný koeficient determinace	0,4393	
P-hodnota (F)	2,53e-08	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_CR	F (2, 65) = 2,8436 [0,0655]	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_Bavorsko	F (2, 65) = 7,7353 [0,0010]	

V první rovnici je vysvětlovanou proměnnou CZV za mléko v ČR a vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné CZV za mléko v ČR a v Bavorsku. P-hodnota F-testu pro všechny zpožděné CZV za mléko v ČR je menší než 0,05. Zamítáme nulovou hypotézu a Grangerova kauzalita byla prokázána. Změna CZV za mléko v ČR je tedy závislá na svém vlastním předchozím vývoji. Jelikož se tento vztah vyskytuje v každém následujícím testování a jeho výsledky jsou stále stejné, nebudeme ho již dále komentovat. Naopak p-hodnota F-testu pro všechny zpožděné CZV za mléko v Bavorsku je vyšší než 0,05. Nebyl zde prokázán kauzální vztah a změna CZV v Bavorsku nemá ve zpoždění 2 měsíců žádný vliv na změnu CZV u nás.

V druhé rovnici je vysvětlovanou proměnnou CZV za mléko v Bavorsku a vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné CZV za mléko v ČR a v Bavorsku. P-hodnota F-testu pro všechny zpožděné CZV za mléko v Bavorsku je nižší než 0,05. Zamítáme nulovou hypotézu a změnu CZV za mléko v Bavorsku můžeme pokládat za závislou na svém vlastním předchozím vývoji. P-hodnota F-testu pro všechny zpožděné CZV za mléko v ČR je však vyšší než 0,05. Nebyl zde prokázán

kauzální vztah a změna CZV v ČR neovlivňuje se zpožděním dvou měsíců CZV v Bavorsku. Zajímavého výsledku bychom dostali při snížení řádu zpoždění na jed-
na, kdy by p-hodnota vyšla menší než 0,05 a Grangerova kauzalita by byla proká-
zána. Tato situace by byla pravděpodobně zapříčiněna velkým objemem vývozu
mléčné suroviny z ČR do Bavorska. V tomto případě by nám ovšem vyšly horší vý-
sledky jednotlivých testů, proto se budeme řídit doporučením Bayesovského krité-
ria, které doporučuje řád zpoždění dva.

Výsledky VAR modelu potvrzují také grafy reakcí na impulzy na obr. 20 uve-
dené v příloze B.

V tab. 16 máme uvedeny p-hodnoty jednotlivých testů. U jediného Doornik-
Hansenova testu vyšla p-hodnota nižší než 0,05. V tomto případě zamítáme nulov-
vou hypotézu o normálním rozdělení chybového členu. Může to být důsledkem
odlehleho pozorování či práce s průměrnými měsíčními cenami. U zbylých testů
vyšla p-hodnota vyšší než 0,05 a jejich nulové hypotézy nezamítáme. Autokorelace
ani heteroskedasticita nejsou v našem VAR modelu přítomny a byl prokázán více-
rozměrný bílý šum.

Tab. 16 Testování VAR modelu (CZV za mléko v ČR a v Bavorsku)

Test		p-hodnota
Ljung-Box Q'	Rovnice 1	0,471
	Rovnice 2	0,201
ARCH	Rovnice 1	0,710
	Rovnice 2	0,748
Doornik-Hansenův test		0,001
Portmanteův test		0,472

5.3.3 Vztah mezi cenami zemědělských výrobců v ČR a na Slovensku

Při volbě vhodného řádu zpoždění modelu VAR se opět budeme řídit dle nejpří-
snějšího Bayesovského informačního kritéria a zvolíme řád zpoždění modelu VAR
dva. Hodnoty jednotlivých informačních kritérií jsou uvedeny v tab. 17.

Tab. 17 Výběr zpožděných proměnných (CZV za mléko v ČR a na Slovensku)

Zpoždění	AIC	BIC	HQC
1	-10,755218	-10,554506	-10,676024
2	-11,004737	-10,670216*	-10,872747
3	-11,081850	-10,613520	-10,897063
4	-11,029361	-10,427223	-10,791779
5	-11,327578	-10,591631	-11,037200
6	-11,408852*	-10,539097	-11,065678*

Hodnoty koeficientů VAR modelu se zpožděním dva jsou uvedeny v následující tabulce.

Tab. 18 VAR model (CZV za mléko v ČR a na Slovensku)

Rovnice 1: ld_CZV_CR		
proměnná	koeficient	p-hodnota
ld_CZV_CR_1	1,3404	01,08e-018 ***
ld_CZV_CR_2	-0,5127	2,52e-05 ***
ld_CZV_Slovensko_1	-0,0438	0,2370
ld_CZV_Slovensko_2	0,0813	0,0289 **
Koeficient determinace	0,8801	
Adjustovaný koeficient determinace	0,8746	
P-hodnota (F)	3,37e-29	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_CR	F (2, 65) = 128,21 [0,0000]	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_Slovensko	F (2, 65) = 2,5254 [0,0879]	
Rovnice 2: ld_CZV_Slovensko		
proměnná	koeficient	p-hodnota
ld_CZV_CR_1	0,7699	0,0500 **
ld_CZV_CR_2	-0,0786	0,8451
ld_CZV_Slovensko_1	0,4545	0,0009 ***
ld_CZV_Slovensko_2	-0,0609	0,6387
Koeficient determinace	0,5357	
Adjustovaný koeficient determinace	0,5143	
P-hodnota (F)	2,73e-10	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_CR	F (2, 65) = 5,4135 [0,0067]	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_Slovensko	F (2, 65) = 6,7804 [0,0021]	

V první rovnici je vysvětlovanou proměnnou CZV za mléko v ČR a vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné CZV za mléko v ČR a na Slovensku. P-hodnota F-testu pro všechny zpožděné CZV za mléko na Slovensku je vyšší než 0,05. Nebyl zde prokázán kauzální vztah a změna CZV na Slovensku nemá ve zpoždění 2 měsíců žádný vliv na změnu CZV u nás.

V druhé rovnici je vysvětlovanou proměnnou CZV za mléko na Slovensku a vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné CZV za mléko v ČR a na Slovensku. P-hodnota u obou F-testů vyšla nižší než hladina významnosti 0,05. Změna CZV za mléko na Slovensku je závislá na svém vlastním předchozím vývoji, a stejně tak i na vývoji CZV v ČR. Pokud se tedy změní CZV v ČR, na slovenské CZV se to projeví se zpožděním 2 měsíců.

Tyto výsledky VAR modelu potvrzují také grafy reakcí na impulzy na obr. 21 uvedené v příloze B.

Výsledky všech testů, uvedených v tab. 19, nebyly velmi příznivé. Druhá rovnice našeho VAR modelu je postižena jak autokorelací, tak i heteroskedasticitou. U celého VAR modelu pak nebylo prokázáno normální rozdělení chybového členu ani vícerozměrný bílý šum. P-hodnoty vyšly vyšší než 0,05 pouze u prvních rovnic, u kterých jsme nulové hypotézy nezamítli a autokorelace ani heteroskedasticita nejsou přítomny.

Tab. 19 Testování VAR modelu (CZV za mléko v ČR a na Slovensku)

Test		p-hodnota
Ljung-Box Q'	Rovnice 1	0,190
	Rovnice 2	0,001
ARCH	Rovnice 1	0,660
	Rovnice 2	0,000
Doornik-Hansenův test		0,000
Portmanteův test		0,006

5.3.4 Vztah mezi cenami zemědělských a průmyslových výrobců za mléko v ČR

Při volbě vhodného řádu zpoždění modelu VAR se opět budeme řídit dle nejprísnejšího Bayesovského informačního kritéria a zvolíme řád zpoždění modelu VAR dva. Hodnoty jednotlivých informačních kritérií jsou uvedeny v tab. 20.

Tab. 20 Výběr zpožděných proměnných (CZV a CPV za mléko v ČR)

Zpoždění	AIC	BIC	HQC
1	-11,031961	-10,831249	-10,952767
2	-11,200648	-10,866127*	-11,068658*
3	-11,206159*	-10,737829	-11,021373
4	-11,120051	-10,517913	-10,882469
5	-11,102655	-10,366709	-10,812277
6	-11,005101	-10,135346	-10,661927

Hodnoty koeficientů VAR modelu se zpožděním 2 vidíme v následující tabulce.

V první rovnici je vysvětlovanou proměnnou CZV za mléko v ČR a vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné CZV a CPV za mléko v ČR. P-hodnota u daného F-testu vyšla vyšší než hladina významnosti 0,05. Můžeme tedy říci, že změna cen průmyslových výrobců za mléko nemá se zpožděním 2 měsíců žádný vliv na ceny zemědělských výrobců za mléko.

V druhé rovnici je vysvětlovanou proměnnou CPV za mléko v ČR a vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné CZV a CPV za mléko v ČR. P-hodnoty obou F-testů nám říkají, že změna CPV není závislá na svém vlastním předešlém

vývoji, ale na předešlém vývoji CZV za mléko. Změny v cenách zemědělských výrobců se odrazí i v cenách průmyslových výrobců se zpožděním 2 měsíců.

Tyto výsledky VAR modelu potvrzují také grafy reakcí na impulzy na obr. 22 uvedené v příloze B.

Tab. 21 VAR model (CZV a CPV za mléko v ČR)

Rovnice 1: ld_CZV_mleko		
proměnná	koeficient	p-hodnota
ld_CZV_mleko_1	1,3249	7,18e-017 ***
ld_CZV_mleko_2	-0,4035	0,0011 ***
ld_CPV_mleko_1	-0,0285	0,5016
ld_CPV_mleko_2	-0,0255	0,5470
Koeficient determinace	0,8728	
Adjustovaný koeficient determinace	0,8669	
P-hodnota (F)	2,30e-28	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_mleko	F (2, 65) = 119,72 [0,0000]	
Všechny zpožděné proměnné ld_CPV_mleko	F (2, 65) = 0,5082 [0,6040]	
Rovnice 2: ld_CPV_mleko		
proměnná	koeficient	p-hodnota
ld_CZV_mleko_1	1,1483	0,0029 ***
ld_CZV_mleko_2	-0,3597	0,3369
ld_CPV_mleko_1	0,1825	0,1735
ld_CPV_mleko_2	-0,1805	0,1782
Koeficient determinace	0,4008	
Adjustovaný koeficient determinace	0,3732	
P-hodnota (F)	8,26e-07	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_mleko	F (2, 65) = 8,9452 [0,0004]	
Všechny zpožděné proměnné ld_CPV_mleko	F (2, 65) = 1,5727 [0,2153]	

Výsledky všech testů, uvedených v tab. 22 jsou velmi příznivé. Žádnou nulovou hypotézu nezamítáme, jelikož u všech testů vyšla p-hodnota vyšší než hladina významnosti 0,05. Ve VAR modelu se nenachází sériová korelace ani heteroskedasticita. Dokonce zde ani nezamítáme nulovou hypotézu o normálním rozdělení, jak tomu bylo v předešlých případech. Výsledná p-hodnota Portmanteova testu nám také potvrzuje přítomnost vícerozměrného bílého šumu.

Tab. 22 Testování VAR modelu (CZV a CPV za mléko v ČR)

Test		p-hodnota
Ljung-Box Q'	Rovnice 1	0,494
	Rovnice 2	0,505
ARCH	Rovnice 1	0,791
	Rovnice 2	0,950
Doornik-Hansenův test		0,076
Portmanteův test		0,833

5.3.5 Vztah mezi cenami zemědělských výrobců a spotřebitelskými cenami za mléko v ČR

V tab. 23 máme uvedena informační kritéria, která nám doporučují zvolit řád zpoždění modelu VAR dva.

Tab. 23 Výběr zpožděných proměnných (CZV a SC za mléko v ČR)

Zpoždění	AIC	BIC	HQC
1	-11,122918	-10,922205	-11,043724
2	-11,299943*	-10,965422*	-11,167953*
3	-11,179761	-10,711432	-10,994975
4	-11,087748	-10,485610	-10,850166
5	-11,157599	-10,421652	-10,867221
6	-11,153841	-10,284086	-10,810667

V první rovnici našeho VAR modelu je vysvětlovanou proměnnou CZV za mléko v ČR a vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné CZV a SC za mléko v ČR. P-hodnota u příslušného F-testu vyšla vyšší než 0,05. Nulovou hypotézu nezamítáme a kauzální vztah zde nebyl prokázán. Změna SC nemá se zpožděním 2 měsíců žádný vliv na CZV za mléko.

V druhé rovnici je vysvětlovanou proměnnou SC za mléko v ČR a vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné CZV a SC za mléko v ČR. Obě p-hodnoty vyšly nižší než hladina významnosti a v obou případech hovoříme o Grangerově kauzalitě. Spotřebitelské ceny mléka jsou závislé na svém vlastním předchozím vývoji, ale i na vývoji CZV se zpožděním 2 měsíců.

Konkrétní hodnoty koeficientů VAR modelu nalezneme v tab. 24 a grafy reakcí na impulzy v příloze B na obr. 23.

Výsledné hodnoty tohoto VAR modelu jsme opět podrobili i několika testům. Jejich výsledky jsou zase velmi příznivé a najdeme je v tab. 25. U všech testů vyšla p-hodnota vyšší než 0,05 a jejich nulové hypotézy nezamítáme. Můžeme tedy říci, že náš VAR model má normální rozdělení bez přítomnosti autokorelace a heteroskedasticity. Vícerozměrný bílý šum byl v našem modelu také prokázán.

Tab. 24 VAR model (CZV a SC za mléko v ČR)

Rovnice 1: ld_CZV_mleko		
proměnná	koeficient	p-hodnota
ld_CZV_mleko_1	1,2993	2,20e-018 ***
ld_CZV_mleko_2	-0,4002	0,0005 ***
ld_SC_mleko_1	-0,0021	0,9638
ld_SC_mleko_2	-0,0550	0,2214
Koeficient determinace	0,8739	
Adjustovaný koeficient determinace	0,8681	
P-hodnota (F)	1,73e-28	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_mleko	F (2, 65) = 159,75 [0,0000]	
Všechny zpožděné proměnné ld_SC_mleko	F (2, 65) = 0,7985 [0,4544]	
Rovnice 2: ld_SC_mleko		
proměnná	koeficient	p-hodnota
ld_CZV_mleko_1	0,6070	0,0401 **
ld_CZV_mleko_2	0,1678	0,5743
ld_SC_mleko_1	-0,3094	0,0140 **
ld_SC_mleko_2	-0,2166	0,0774 *
Koeficient determinace	0,2842	
Adjustovaný koeficient determinace	0,2511	
P-hodnota (F)	0,0002	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_mleko	F (2, 65) = 12,658 [0,0000]	
Všechny zpožděné proměnné ld_SC_mleko	F (2, 65) = 3,9184 [0,0247]	

Tab. 25 Testování VAR modelu (CZV a SC za mléko v ČR)

Test		p-hodnota
Ljung-Box Q'	Rovnice 1	0,554
	Rovnice 2	0,810
ARCH	Rovnice 1	0,896
	Rovnice 2	0,575
Doornik-Hansenův test		0,467
Portmanteův test		0,863

5.3.6 Vztah mezi cenami zemědělských výrobců za mléko a cenami průmyslových výrobců za máslo v ČR

Ačkoliv Bayesovské kritérium doporučuje řád zpoždění modelu VAR jedna, my se nyní budeme řídit dle Akaikeho kritéria a zvolíme řád zpoždění modelu VAR dva. Při volbě řádu zpoždění modelu VAR jedna bychom dosáhli nižších koeficientů de-

terminace a horších výsledků testů. Hodnoty jednotlivých informačních kritérií jsou uvedeny v tab. 26.

Tab. 26 Výběr zpožděných proměnných (CZV za mléko a CPV za máslo v ČR)

Zpoždění	AIC	BIC	HQC
1	-10,177669	-9,976957*	-10,098475
2	-10,280651*	-9,946130	-10,148661*
3	-10,183208	-9,714878	-9,998422
4	-10,073853	-9,471715	-9,836271
5	-10,114867	-9,378920	-9,824489
6	-10,051171	-9,181416	-9,707997

Hodnoty koeficientů VAR modelu se zpožděním 2 jsou uvedeny v tab. 27.

Tab. 27 VAR model (CZV za mléko a CPV za máslo v ČR)

Rovnice 1: ld_CZV_mleko		
proměnná	koeficient	p-hodnota
ld_CZV_mleko_1	1,1666	3,67e-013 ***
ld_CZV_mleko_2	-0,3607	0,0024 ***
ld_CPV_maslo_1	0,0362	0,1717
ld_CPV_maslo_2	0,0324	0,2080
Koeficient determinace	0,8766	
Adjustovaný koeficient determinace	0,8709	
P-hodnota (F)	8,72e-29	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_mleko	F (2, 65) = 100,76 [0,0000]	
Všechny zpožděné proměnné ld_CPV_maslo	F (2, 65) = 1,5122 [0,2281]	
Rovnice 2: ld_CPV_maslo		
proměnná	koeficient	p-hodnota
ld_CZV_mleko_1	2,7066	7,51e-05 ***
ld_CZV_mleko_2	-2,1276	0,0004 ***
ld_CPV_maslo_1	-0,1837	0,1637
ld_CPV_maslo_2	-0,0378	0,7665
Koeficient determinace	0,2460	
Adjustovaný koeficient determinace	0,2112	
P-hodnota (F)	0,0009	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_mleko	F (2, 65) = 8,9421 [0,0004]	
Všechny zpožděné proměnné ld_CPV_maslo	F (2, 65) = 0,9943 [0,3756]	

V první rovnici je vysvětlovanou proměnnou CZV za mléko v ČR a vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné CZV za mléko a CPV za máslo v ČR. Podobně jako

v předešlých případech ani zde není CZV za mléko ovlivněna předešlým vývojem CPV za máslo, jelikož p-hodnota u F-testu vyšla vyšší než 0,05.

V druhé rovnici je vysvětlovanou proměnnou CPV za máslo v ČR a vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné CZV za mléko a CPV za máslo v ČR. Na základě p-hodnot příslušných F-testů můžeme říci, že změna CPV másla není závislá na svém vlastním předchozím vývoji, ale na předchozím vývoji CZV mléka. Pokud se změní ceny zemědělských výrobců syrového kravského mléka, tak v cenách průmyslových výrobců za čerstvé máslo se to projeví se zpožděním 2 měsíců.

Tyto výsledky VAR modelu potvrzují také grafy reakcí na impulzy na obr. 24 uvedené v příloze B.

V tab. 28 máme uvedeny p-hodnoty jednotlivých testů. U jediného Doornik-Hansenova testu vyšla p-hodnota nižší než 0,05. V tomto případě zamítáme nulovou hypotézu o normálním rozdělení. U zbylých testů vyšla p-hodnota vyšší než 0,05. Nulové hypotézy tedy nezamítáme a autokorelace ani heteroskedasticita nejsou v našem VAR modelu přítomny. Portmanteův test opět potvrzuje přítomnost vícerozměrného bílého šumu.

Tab. 28 Testování VAR modelu (CZV za mléko a CPV za máslo v ČR)

Test		p-hodnota
Ljung-Box Q'	Rovnice 1	0,651
	Rovnice 2	0,676
ARCH	Rovnice 1	0,792
	Rovnice 2	0,413
Doornik-Hansenův test		0,013
Portmanteův test		0,981

5.3.7 Vztah mezi cenami zemědělských výrobců za mléko a spotřebitelskými cenami za máslo v ČR

Všechna informační kritéria, uvedená v tab. 29, doporučují řád zpoždění modelu VAR dva.

Tab. 29 Výběr zpožděných proměnných (CZV za mléko a SC za máslo v ČR)

Zpoždění	AIC	BIC	HQC
1	-10,941875	-10,741162	-10,862681
2	-11,077462*	-10,742941*	-10,945472*
3	-11,002735	-10,534405	-10,817949
4	-10,928646	-10,326508	-10,691064
5	-10,911691	-10,175745	-10,621313
6	-10,938051	-10,068296	-10,594877

Hodnoty koeficientů VAR modelu se zpožděním 2 jsou uvedeny v následující tabulce.

Tab. 30 VAR model (CZV za mléko a SC za máslo v ČR)

Rovnice 1: ld_CZV_mleko		
proměnná	koeficient	p-hodnota
ld_CZV_mleko_1	1,2620	4,26e-016 ***
ld_CZV_mleko_2	-0,3974	0,0005 ***
ld_SC_maslo_1	0,0444	0,2740
ld_SC_maslo_2	-0,0318	0,4307
Koeficient determinace	0,8741	
Adjustovaný koeficient determinace	0,8683	
P-hodnota (F)	1,65e-28	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_mleko	F (2, 65) = 115,99 [0,0000]	
Všechny zpožděné proměnné ld_SC_maslo	F (2, 65) = 0,8454 [0,4340]	
Rovnice 2: ld_SC_maslo		
proměnná	koeficient	p-hodnota
ld_CZV_mleko_1	0,8884	0,0214 **
ld_CZV_mleko_2	-0,2735	0,4386
ld_SC_maslo_1	0,1668	0,2020
ld_SC_maslo_2	-0,2118	0,1053
Koeficient determinace	0,2634	
Adjustovaný koeficient determinace	0,2294	
P-hodnota (F)	0,0005	
Všechny zpožděné proměnné ld_CZV_mleko	F (2, 65) = 5,6364 [0,0055]	
Všechny zpožděné proměnné ld_SC_maslo	F (2, 65) = 1,9910 [0,1448]	

V první rovnici je vysvětlovanou proměnnou CZV za mléko v ČR a vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné CZV za mléko a SC za máslo v ČR. Ani v tomto případě není CZV mléka kauzálně ovlivněna SC másla, jelikož p-hodnota daného F-testu je větší než hladina významnosti a my nezamítáme nulovou hypotézu.

V druhé rovnici je vysvětlovanou proměnnou SC za máslo v ČR a vysvětlujícími proměnnými jsou zpožděné CZV za mléko a SC za máslo v ČR. Grangerova kauzalita byla prokázána pouze v prvním případě, kdy změna CZV mléka ovlivňuje ve zpoždění dvou měsíců SC másla. Naopak p-hodnota u F-testu pro všechny zpožděné SC másla je vyšší než 0,05 a v tomto případě Grangerova kauzalita nebyla prokázána. SC másla nejsou ovlivněny svým předešlým vývojem.

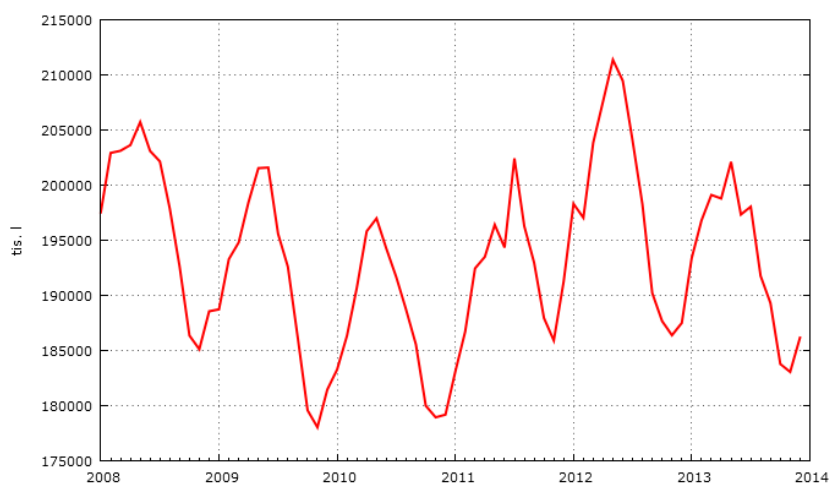
V tab. 31 máme uvedeny p-hodnoty jednotlivých testů. U Doornik-Hansenova testu vyšla p-hodnota nižší než 0,05. V tomto případě zamítáme nulovou hypotézu o normálním rozdělení chybového členu. U ostatních testů vyšly p-hodnoty vyšší jak 0,05. Nulové hypotézy nezamítáme, autokorelace ani heteroskedasticita nejsou přítomny a vícerozměrný bílý šum byl prokázán.

Tab. 31 Testování VAR modelu (CZV za mléko a SC za máslo v ČR)

Test		p-hodnota
Ljung-Box Q'	Rovnice 1	0,599
	Rovnice 2	0,384
ARCH	Rovnice 1	0,731
	Rovnice 2	0,999
Doornik-Hansenův test		0,002
Portmanteův test		0,707

5.4 Předpovědi množství nakoupeného mléka

Na obr. 17 je vyobrazena časová řada množství nakoupeného mléka od výrobců do mlékáren v České republice od ledna roku 2008 do prosince roku 2013. Tato časová řada je očištěna o kalendářní variace podle vzorce č. 1 a její hodnoty, jak v původní, tak v očištěné formě, jsou uvedeny v tabulkách v příloze A.



Obr. 17 Časové řady množství nakoupeného mléka od výrobců

Nejvíce mléka bylo nakoupeno v roce 2012 a nejméně v roce 2010. Průběh časové řady se ale v jednotlivých letech příliš neliší. Objem nakoupeného mléka obvykle roste od listopadu do května, kdy v listopadu dosahuje minima a v květnu naopak maxima. Výjimkou je rok 2011, kdy nejvíce mléka bylo nakoupeno v červenci. Od května do listopadu pak opět množství nakoupeného mléka klesá. Je zde tedy patrná sezónnost. Určitou roli hraje zvýšená poptávka po mléce v období Vánoc a Velikonoc. V dnešní době už však tento faktor není tak významný, jelikož mléko lze pomocí metody UHT skladovat i několik měsíců.

Pokud se podíváme na výsledky průměrných elementárních charakteristik uvedených níže, můžeme říci, že množství nakoupeného mléka od výrobců se průměrně meziměsíčně snížilo o 160, 2239 tis. litrů. V relativním vyjádření to odpovídá poklesu o 0,08 %, který je velmi mírný.

$$\bar{\Delta} = \frac{186171,6 - 197547,5}{72 - 1} = -160,2239 \quad (39)$$

$$\bar{k} = \sqrt[72-1]{\frac{186171,6}{197547,5}} = 0,9992 \quad (40)$$

$$\bar{\delta} = 0,9992 - 1 = 0,0008 \quad (41)$$

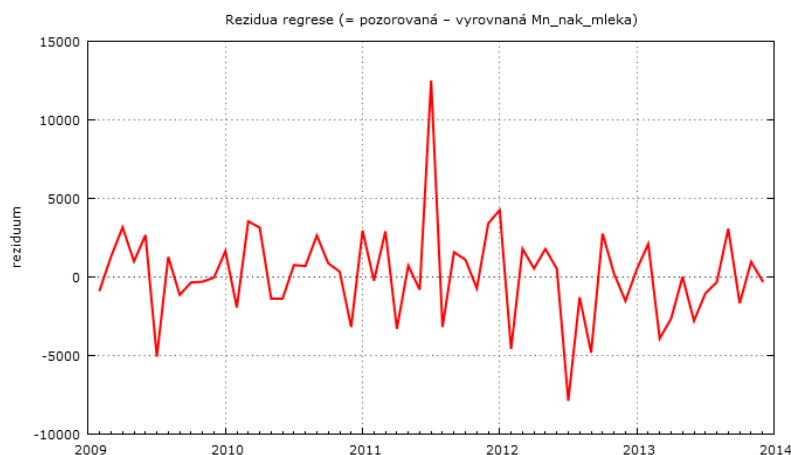
Pro predikce časové řady množství nakoupeného mléka použijeme model SARIMA (0, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂ bez konstanty. Hodnoty koeficientu Phi_1 tohoto modelu jsou uvedeny v tab. 32. Tento koeficient je statisticky průkazný, jelikož jeho p-hodnota je menší než 0,05.

Tab. 32 Model SARIMA (0, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota
Phi_1	-0,532360	0,106216	-5,012	5,39e-07 ***

Tento model nám také dává bílý šum, což je ověřeno v následujícím textu.

Prvním předpokladem bílého šumu je nulová střední hodnota náhodné složky. Jak můžeme vidět na obr. 18, rezidua se pohybují kolem nuly a tento předpoklad můžeme považovat za splněný.



Obr. 18 Graf reziduí modelu SARIMA (0, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂

Druhým předpokladem je konstantní rozptyl náhodné složky, tedy že v modelu není heteroskedasticita. Ověříme ho pomocí ARCH testu s řádem zpoždění 12. Jeho p-hodnota je větší než hladina významnosti 5 %. Nulovou hypotézu o nepřítomnosti efektu ARCH v modelu nezamítáme a předpoklad o konstantním rozptylu považujeme za splněný.

Posledním předpokladem pro bílý šum je nepřítomnost sériové korelace v modelu. Ověříme ho prostřednictvím Ljung-Boxova Q' testu, u kterého jsme zvo-

lilí řád zpoždění také 12. P-hodnota zde také vyšla větší než 0,05 a my nezamítáme nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace. Poslední předpoklad byl také splněn a chybový člen modelu SARIMA (0, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂ má vlastnosti bílého šumu. Nejedná se však o normální bílý šum, jelikož p-hodnota u testu normality vyšla menší než 0,05 a nulovou hypotézu o normálním rozdělení chybového členu zamítáme.

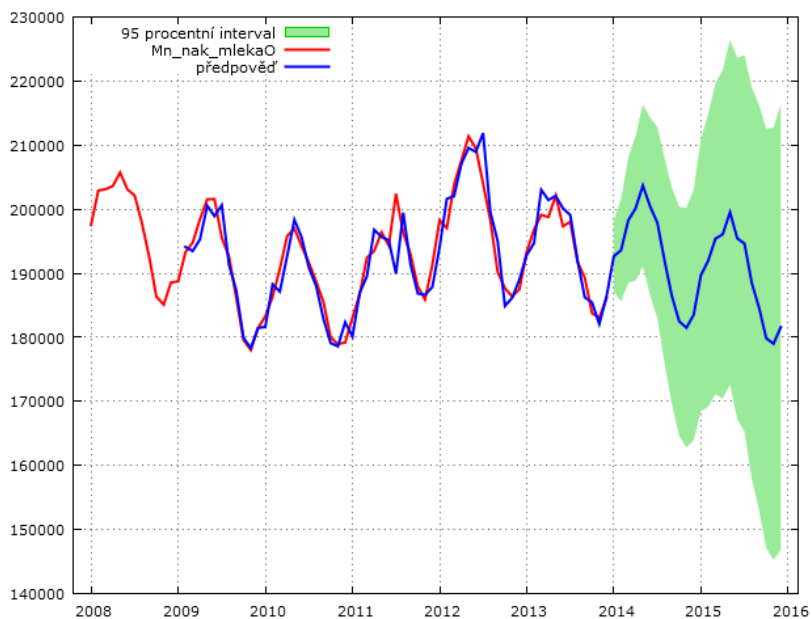
P-hodnoty všech testů jsou uvedeny v následující tabulce.

Tab. 33 Testování modelu SARIMA (0, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂

Test	p-hodnota
Ljung-Box Q'	0,125
ARCH	0,973
Chí-kvadrát test normality	0,000

Na obr. 19 jsou predikce pro období od ledna 2014 do prosince 2015 na 5% hladině významnosti. V obou letech by měl být dodržen trend, kdy objem nakoupeného mléka roste od listopadu do května a naopak od května do listopadu zase klesá. Přičemž v listopadu dosahuje minima a v květnu naopak maxima. Rok 2014 by měl být z hlediska množství nakoupeného mléka obdobný jako rok 2013. Větší snížení nákupů mléka od výrobců oproti předchozím rokům lze očekávat v roce 2015.

V tab. 34 můžeme vidět konkrétní měsíční predikce pro oba roky. Je zde však velká pravděpodobnost, že se tyto predikované hodnoty budou od těch reálných poměrně lišit. Důvodem jsou dvě velké události, které měly na mlékárenský průmysl obrovský vliv. První nastala v druhé polovině roku 2014, kdy Rusko uvalilo embargo na vývoz potravin včetně mléčných výrobků z EU do Ruska. Druhou událostí je zrušení mléčných kvót ke konci března roku 2015.



Obr. 19 Předpověď množství nakoupeného mléka pro model SARIMA

Tab. 34 Predikované hodnoty množství nakoupeného mléka v tis. l pro rok 2014 a 2015

	2014	2015
Leden	192 666	189 705
Únor	193 602	191 974
Březen	198 303	195 406
Duben	200 154	196 100
Květen	203 713	199 532
Červen	200 460	195 464
Červenec	197 894	194 647
Srpen	191 900	188 499
Září	186 461	184 646
Říjen	182 522	179 859
Listopad	181 506	179 005
Prosinec	183 547	181 612

6 Závěr

Jedním z cílů teoretické části práce bylo zhodnotit situaci na evropském a především českém trhu s mlékem a mléčnými výrobky. Vývoj na těchto dvou trzích je od roku 2004 velmi obdobný, jelikož od tohoto roku je Česká republika členem Evropské unie. Musí se řídit pravidly, která jsou v oblasti mlékárenství společná pro všechny členské státy. Navíc v České republice působí celá řada nadnárodních společností, které mají velký vliv na ceny českých výrobků. Vlivem silného konkurenčního prostředí spousta českých mlékáren ukončila svou činnost nebo se snaží bránit prostřednictvím fúzí a akvizic. V rámci zahraničního obchodu převládá v naší zemi již několik let aktivní obchodní bilance a nejvýznamnějšími obchodními partnery jsou Německo, Slovensko, Itálie a Polsko. Nejvýznamnější vyváženou mléčnou komoditou z hlediska finanční hodnoty vývozu bylo v roce 2013 nezahuštěné mléko a smetana, a naopak nejvýznamnější dováženou komoditou byly sýry a tvarohy. Co se týče produkce, nákupu a spotřeby mléka a mlékárenských výrobků, velký vliv nejen v České republice, ale i v celé Evropě měla ekonomická krize, která se nejvíce promítla v letech 2009 a 2010. Zapříčinila pokles poptávky po mléce a mléčných výrobcích, což se odrazilo i v cenách jejich výrazným poklesem. V první polovině roku 2013 pak byla produkce mléka ovlivněna špatnými klimatickými podmínkami, a to hlavně v zemích západní a střední Evropy. V tomto roce byly nejvyšší ceny za syrové kravské mléko na Kypru, a naopak nejmenší právě v České republice. Do budoucna se očekává zvyšování vývozu z Evropské unie vlivem rostoucí světové poptávky. Hlavními důvody pak jsou silná asijská poptávka po mléčných komoditách, silná konkurence v tomto odvětví, která nutí producenty odlišovat a dále rozšiřovat svůj sortiment, popularita zdravého životního stylu, jehož jsou mléčné produkty významnou součástí, ale také neustálé zvyšování počtu obyvatel a hospodářský růst.

Dalším cílem teoretické části bylo charakterizovat pravděpodobné dopady zrušení mléčných kvót. Tím, že množství vyprodukovaného mléka není od dubna letošního roku nijak omezeno, nastane v tomto odvětví ještě silnější konkurenční boj než doposud. Zrušení kvót má v České republice své příznivce i odpůrce. Pessimistický pohled na věc mají převážně zemědělci, kteří očekávají výrazný nárůst produkce silných zahraničních firem a následný propad ceny syrového kravského mléka. Především v kombinaci s důsledky ruského embarga z roku 2014 by tento pokles cen mohl znamenat pro některé výrobce úplný konec. Např. jihočeská Madeta nemůže doposud nalézt nové trhy pro odběr sýru Niva, který ve velkém množství vyvážela do Ruska. Doposud utrpěla vlivem embarga ztráty kolem 150 milionů korun. Podle majitele Madety Milana Teplého dojde k největšímu růstu produkce u Německa, Nizozemska a Belgie. Právě tyto státy by mohly zaplavovat tuzemský trh levnou mléčnou surovinou a být tak pro české zemědělce určitou hrozbou. Jako jeden z problémů vidí nepřizpůsobivost místních zemědělců podmínkám trhu. I přes nízké ceny v jiných státech chtějí čeští zemědělci zachovat cenu syrového mléka na stejné úrovni. To se nelíbí zpracovatelům, kteří by nebyli schopni za tak vysoké ceny zboží prodat. Zemědělci tak stejně budou nuceni snížit ceny, aby mléko prodali. Očekávaný růst produkce v Německu potvrzuje i předseda

Svazu chovatelů holštýnského skotu Karel Horák, který upozorňuje na zvětšování stád v Německu. Němci po několika letech začali opět zvyšovat počty stád, což potvrzují i data Spolkového statistického úřadu. Dlouhodobě se tak připravovali na konec mléčných kvót i přes to, že mléčné kvóty v té době ještě stále platily a oni tak budou muset uhradit dané pokuty. Východiskem této situace by mohla být rostoucí poptávka po mléku a mléčných výrobcích na asijských trzích, kam by směřoval vývoz právě z Německa a jiných produkčně silných států. Optimistický pohled na zrušení kvót mají zpracovatelé a další odborníci v tomto odvětví. Ti to chápou spíše jako novou možnost pro vyjednání lepších cen. Někteří z nich také věří, že cena mléka nebyla ovlivněna mléčnými kvótami, ale komoditními cenami sušeného mléka a smetany. Proto odmítají pokles cen mléka způsobený zrušením mléčných kvót. Jedním z nich je také Oldřich Obermaier, ředitel mlékárenské skupiny Bongrain a místopředseda Českomoravského svazu mlékárenského. Ukončení kvót bere jako velkou příležitost pro Evropskou unii, jelikož světová poptávka po mléku neustále roste. Mezi příznivce ukončení kvót lze zařadit i samotné spotřebitele, kteří očekávají pokles spotřebitelských cen za mléko i mléčné výrobky. Ve všech případech se však jedná pouze o spekulace a jistá očekávání, poněvadž nikdo na světě přesně neví, jaký dopad bude tato událost mít. V prvních dnech po ukončení mléčné regulace sice k žádnému velkému poklesu ceny mléka ani k navýšení dovozu levného mléka nedošlo, nelze však s přesností říci, že tato situace vydrží i nadále.

V praktické části byly stanoveny tři dílčí cíle. Prvním dílčím cílem bylo na základě grafů a průměrných elementárních charakteristik popsat časové řady průměrných cen mléka a másla v České republice a průměrných cen syrového mléka v Bavorsku a na Slovensku. V roce 2008 nastal hluboký cenový propad mléka i másla vlivem hospodářské krize a k mírnému zlepšení došlo ve druhé polovině roku 2009 za pomoci nových opatření Evropské komise. Růst cen v roce 2013 byl ovlivněn převážně rostoucími náklady. Průběh časových řad průmyslových a spotřebitelských cen za polotučné trvanlivé mléko a čerstvé máslo byl velmi podobný průběhu časové řady cen zemědělských výrobců. Taktéž vývoj cen zemědělských výrobců v Bavorsku a na Slovensku měl obdobný charakter.

Ve druhém dílčím cíli jsme proto za pomoci VAR modelu zkoumali Grangerovu kauzalitu mezi jednotlivými cenovými údaji. U všech VAR modelů byl jako nejvhodnější řád zpoždění na základě informačních kritérií zvolen řád zpoždění dva. Kauzální vztah jsme pak posuzovali na základě p-hodnot jednotlivých F-testů. Ve všech testovaných případech vyšlo, že na ceny zemědělských výrobců za mléko v České republice má vliv jejich vlastní předchozí vývoj se zpožděním 2 měsíců. Stejně tak i ceny zemědělských výrobců za syrové mléko v Bavorsku a na Slovensku a spotřebitelské ceny mléka v České republice jsou závislé na svém vlastním předešlém vývoji ve zpoždění dvou měsíců. Mezi výkupními cenami u nás a v Bavorsku však Grangerova kauzalita nebyla prokázána ani jedním směrem. České ceny tak ve zpoždění dvou měsíců neovlivňují ceny v Bavorsku a naopak. Poměrně zajímavých výsledků bychom dosáhli, kdybychom zvolili řád zpoždění jedna. V takovém případě by předchozí vývoj českých cen mléka kauzálně ovlivňoval ceny bavorské. Hlavní roli by zde pravděpodobně hrál poměrně velký objem

vývozu mléčné suroviny z České republiky do Bavorska. Jelikož nám však žádné informační kritérium tento řád zpoždění nedoporučilo, a navíc by výsledky jednotlivých testů nebyly příliš pozitivní, zvolili jsme řád zpoždění dva, u kterého nebyla Grangerova kauzalita prokázána. Co se týče Slovenska, tam předchází vývoj cen zemědělských výrobců za mléko ve zpoždění dvou měsíců kauzálně neovlivňuje naše ceny zemědělských výrobců. Grangerova kauzalita byla prokázána opačným směrem, kdy naše ceny mají vliv na ceny slovenské se zpožděním dvou měsíců. Hlavním důvodem je, že finanční hodnota vývozu na Slovensko je asi dvakrát tak větší, jak finanční hodnota dovozu směřujícího k nám z této země. My jsme tedy pro Slovensko významnějším obchodním partnerem, jak oni pro nás. Proto se změny cen u nás se zpožděním dvou měsíců projevují i na jejich cenách mléka. Při ověřování Grangerovy kauzality, mezi výkupními cenami syrového mléka a ostatními cenami trvanlivého polotučného mléka a čerstvého másla v rámci naší země, byly potvrzeny odhady vyplývající z charakteristiky těchto časových řad. Především z grafů bylo patrné, že všechny tyto časové řady mají velmi podobný průběh jako časová řada cen zemědělských výrobců. Usuzovali jsme tedy určitý vztah mezi těmito proměnnými a zkusili zjistit, zda se jedná o vztah kauzální. To nám potvrdily jednotlivé VAR modely, kdy předchází vývoj cen zemědělských výrobců kauzálně ovlivňuje průmyslové a spotřebitelské ceny mléka a másla se zpožděním dvou měsíců. Všechny VAR modely v této bakalářské práci nám také vyšly statisticky průkazné. U některých rovnic byly nižší adjustované koeficienty spolehlivosti, což poukazuje na působení dalších významných faktorů na danou proměnnou. U většiny VAR modelů byla porušena normalita rozdělení chybového členu, což může být důsledkem odlehlejších pozorování či práce s průměrnými cenami. Přítomnost autokorelace a heteroskedasticity byla prokázána pouze u druhé rovnice VAR modelu s českými a slovenskými výkupními cenami. U tohoto jediného VAR modelu nebyl zároveň prokázán vícerozměrný bílý šum.

Posledním dílčím cílem bylo na základě grafu a průměrných elementárních charakteristik popsat časovou řadu množství nakoupeného mléka v České republice a pomocí SARIMA modelu vytvořit předpovědi pro další dva roky. Vývoj této časové řady je v jednotlivých letech velmi podobný. Od listopadu do května množství nakoupeného mléka roste a v květnu obvykle dosáhne maxima. Od tohoto okamžiku pak dále zase klesá až do listopadu, kdy dosáhne naopak minima. Kvůli výrazné roční sezónnosti byl pro predikce zvolen model SARIMA (0, 1, 0) (1, 1, 0)₁₂ bez konstanty, která nebyla průkazná. Koeficient Φ_1 naopak průkazný byl a tento model nám navíc dává bílý šum, proto byl zvolen pro predikování. Předpovědi byly vytvořeny pro období od ledna 2014 do prosince 2015 na 5% hladině významnosti. Charakter průběhu v obou letech má být obdobný, jako v těch předchozích. Nejvíce mléka má být v obou letech nakoupeno v květnu a nejméně v listopadu. Od listopadu pak bude trend množství nakoupeného mléka rostoucí a od května do listopadu klesající. V roce 2014 má být nakoupeno více mléčné suroviny jak v roce 2015, přičemž rok 2014 má být podobný tomu předešlému. Důležité je v tomto případě upozornit, že vytvořené předpovědi musíme brát za podmínky *ceteris paribus*, jelikož jsme nezohlednili uvalení ruského embarga z roku 2014 a konec mléčných kvót z roku 2015.

7 Literatura

Literární zdroje

- [1] ARLT, J., ARLTOVÁ M. *Ekonomické časové řady: [vlastnosti, metody, modelování, příklady a aplikace]*. 1. vyd. Praha: Grada, 2007, 285 s. ISBN 978-80-247-1319-9.
- [2] ARLT, J., ARLTOVÁ M., RUBLÍKOVÁ E. *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. 1. vyd. Skripta VŠE Praha, 2002, 148 s. ISBN 80-245-0307-7.
- [3] CIPRA, T. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008, 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.
- [4] ČERNÍKOVÁ, R., SVOBODA, E. *Strukturální analýza odvětví mlékárenského průmyslu v České republice*. Disertační práce. Brno: MZLU v Brně, 2003, 148 s. ISSN 1211-8516.
- [5] GUJARATI, D. N., PORTER D. C. *Basic econometrics*. 5. vyd. Boston: McGraw-Hill Irwin, 2009, 922 s. ISBN 978-0-07-337577-9.
- [6] HINDLS, R., HRONOVÁ S., NOVÁK I. *Metody statistické analýzy pro ekonomy*. 2. přepracované vyd. Praha: Management Press, 2000, 259 s. ISBN 80-7261-013-9.
- [7] HINDLS, R., HRONOVÁ S., SEGER J., FISCHER J. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional publishing, 2007, 415 s. ISBN 978-80-86946-43-6.
- [8] HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza*. 1. vyd. Praha: Oeconomica, 2007, 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- [9] JANŠTOVÁ, B., NAVRÁTILOVÁ, P. *Produkce mléka a technologie mléčných výrobků*. 1. vyd. Brno: VFU, 2014, 108 s. ISBN 978-80-7305-713-8.
- [10] KOPÁČEK, J. *Mléko a mléčné výrobky: jak poznáme kvalitu?* 1. vyd. Praha: Potravinářská komora ČR, 2014, 31 s. ISBN 978-80-88019-02-2.
- [11] KUČEROVÁ, R. *Analýza vývoje základních charakteristik odvětví mlékárenského průmyslu v ČR*. Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis, 2005, sv. LIII, č. 6, s. 93–100, ISSN 1211-8516.
- [12] KUČEROVÁ, R. *Mlékárenský průmysl v ČR po vstupu do EU*. In SVATOŠ, M. Sborník prací z mezinárodní vědecké konference Agrární perspektivy XIV – Znalostní ekonomika, Praha: ČZU, 2005, s. 416–420, ISBN 80-213-1372-2.

Elektronické zdroje

- [13] BAYERISCHE LANDESANSTALT FÜR LANDWIRTSCHAFT. *Milchmarkt aktuell - Monatsstatistiken*. [online]. 2008–2013 [cit. 2015-03-05]. Dostupné z: <http://www.lfl.bayern.de/iem/milchwirtschaft/026234/>
- [14] BROŽ, J. *Regulace trhu s mlékem končí. Produkce půjde nahoru, říká šéf Madety* [online]. 1. 4. 2015 [cit. 2015-04-29]. Dostupné z:

- http://ekonomika.idnes.cz/regulace-trhu-s-mlekiem-konci-d1b-ekoakcie.aspx?c=A150331_162533_ekoakcie_fih
- [15] BROŽ, J. *Přijde v březnu mléčná apokalypsa? Němci už šikují své kravské hordy* [online]. 29. 10. 2014 [cit. 2015-04-29]. Dostupné z: http://ekonomika.idnes.cz/blizi-se-konec-mlecnych-kvot-zemedelci-se-obavaji-propadu-cen-p5b-eko_euro.aspx?c=A141029_152935_eko_euro_ozr
- [16] ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Databáze zahraničního obchodu*. [online]. 2008–2013 [cit. 2015-02-13]. Dostupné z: <http://apl.czso.cz/pll/stazo/STAZO.STAZO>
- [17] ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Cena másla 1980–2013*. [online]. 2008–2013 [cit. 2015-02-11]. Databáze dynamických grafů. Dostupné z: http://www.czso.cz/csu/dyngrafy.nsf/graf/maslo_2013
- [18] EUROPEAN COMMISSION. *European Milk Market Observatory – Agriculture and rural development*. [online]. [cit. 2015-02-13]. Dostupné z: http://ec.europa.eu/agriculture/milk-market-observatory/index_en.htm
- [19] HORÁČEK, F. *Obávaný konec mléčné regulace cenami neotřásl* [online]. 10. 04. 2015 [cit. 2015-04-29]. Dostupné z: http://ekonomika.idnes.cz/obavany-konec-mlecne-regulace-cenami-neotrasl-foe-ekonomika.aspx?c=A150410_113220_ekonomika_fih
- [20] JANOUŠ, V. *Mléčné kvóty končí. Připravte se na výkyvy cen*. [online]. 23. 1. 2015 [cit. 2015-04-01]. Agrární www portál. Dostupné z: <http://www.agris.cz/clanek/186859>
- [21] KHOLOVÁ, M. *Spotřebitelské měsíční ceny mléka 2013* [elektronická pošta]. Message to: Konvalinova.V@seznam.cz. 11. února 2015 9:02 [cit. 2015-02-11]. Osobní komunikace.
- [22] KOPÁČEK, J. *Světová mlékařská situace 2013*. 53 s. [online]. 2013 [cit. 2015-02-06]. Dostupné z: http://viamilkcz.cz/documents/mleko/Svetova_mlekarska_situace_2013.pdf
- [23] MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Měsíční výkazy o nákupu mléka, o výrobě a užití vybraných mlékárenských výrobků*. [online]. 2008–2014 [cit. 2015-02-11]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/zemedelstvi/statistika/mleko/>
- [24] MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Panorama potravinářského průmyslu 2013* [online]. 2014 [cit. 2015-02-05]. Dostupné z: http://eagri.cz/public/web/file/352133/Panorama_potravinarskeho_prumyspr_2013.pdf
- [25] MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Situační a výhledová zpráva Mléko 2013*. [online]. 2013 [cit. 2015-02-09]. Dostupné z: http://eagri.cz/public/web/file/285568/svz_mleko_2013.pdf
- [26] MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Zemědělství 2010*. [online]. 2011 [cit. 2015-02-09]. Dostupné z: http://eagri.cz/public/web/file/165954/Zemedelstvi_2010.pdf

- [27] MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Zemědělství 2013* [online]. 2014 [cit. 2015-02-09]. Dostupné z: http://eagri.cz/public/web/file/324206/Publikace_Zemedelstvi_2013_web.pdf
- [28] MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. *Zemědělství* [online]. 2009–2015 [cit. 2015-02-05]. Zemědělská výroba. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/zemedelstvi/>
- [29] RYBIČKA, J. *Šablona pro závěrečné práce* [online]. 2013 [cit. 2015-02-05]. Dostupné z: <https://akela.mendelu.cz/~rybicka/#baksem>
- [30] ŠAJBIDOROVÁ, V. MLIEKO. *Situačná a výhľadová správa k 31. 12. 2013*. [online]. 2014 [cit. 2015-03-05]. Dostupné z: http://www.vuepp.sk/dokumenty/komodity/2014/Mlieko_31.12.2013.pdf

Přílohy

A Zdrojová data

Tab. 35 Ceny zemědělských výrobců za syrové mléko v Kč/l

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Leden	10,04	6,43	6,90	8,08	8,35	7,93
Únor	9,98	6,17	7,08	8,15	8,30	8,05
Březen	9,69	6,08	7,16	8,20	8,14	8,12
Duben	9,19	6,06	7,23	8,24	7,83	8,20
Květen	8,74	6,02	7,30	8,27	7,53	8,24
Červen	8,44	5,95	7,34	8,27	7,30	8,29
Červenec	8,07	5,89	7,37	8,29	7,19	8,36
Srpen	7,89	5,91	7,46	8,27	7,21	8,50
Září	7,73	5,99	7,62	8,29	7,30	8,72
Říjen	7,46	6,17	7,77	8,33	7,48	8,99
Listopad	7,13	6,39	7,89	8,37	7,68	9,28
Prosinec	6,83	6,67	8,02	8,38	7,80	9,49

Zdroj: Měsíční výkazy o nákupu mléka, o výrobě a užití vybraných mlékárenských výrobků (MZe) [23]

Tab. 36 Ceny průmyslových výrobců za trvanlivé polotučné mléko v Kč/l

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Leden	13,19	9,09	9,50	10,29	10,41	10,97
Únor	12,99	8,83	9,34	10,35	10,17	10,90
Březen	12,73	8,65	9,31	10,18	10,17	11,00
Duben	11,88	8,68	9,41	10,41	10,31	11,24
Květen	10,67	8,26	9,63	10,55	9,95	11,11
Červen	10,47	8,03	10,02	10,52	9,13	10,99
Červenec	10,37	7,90	9,97	10,69	8,75	11,05
Srpen	10,61	7,85	10,02	10,03	8,62	11,46
Září	10,29	8,04	10,19	10,15	8,89	11,53
Říjen	9,81	8,52	10,25	10,15	9,90	12,06
Listopad	9,75	9,10	10,10	10,25	10,52	12,19
Prosinec	9,63	9,37	10,18	10,07	10,64	12,49

Zdroj: Měsíční výkazy o nákupu mléka, o výrobě a užití vybraných mlékárenských výrobků (MZe) [23]

Tab. 37 Spotřebitelské ceny za trvanlivé polotučné mléko v Kč/l

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Leden	18,45	15,19	14,56	15,60	17,20	17,34
Únor	17,76	13,96	14,51	15,31	17,01	16,92
Březen	17,73	14,12	14,29	16,29	16,78	17,50

Duben	17,69	14,08	14,82	16,46	16,51	17,54
Květen	17,75	14,17	14,64	16,78	16,46	17,01
Červen	17,12	13,98	14,69	16,74	16,54	18,03
Červenec	16,46	13,27	14,74	16,59	16,69	18,24
Srpen	16,80	13,08	15,12	16,71	16,00	18,21
Září	16,78	13,01	14,73	16,67	15,96	19,15
Říjen	15,99	13,32	15,21	16,03	16,64	19,12
Listopad	16,04	13,80	15,19	16,53	16,54	19,09
Prosinec	15,46	14,47	15,18	17,11	16,95	19,77

Zdroj: Osobní korespondence [20]

Tab. 38 Ceny průmyslových výrobců za čerstvé máslo v Kč/kg

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Leden	93,38	67,34	84,56	98,34	102,41	97,64
Únor	93,03	64,95	84,11	98,22	104,80	96,90
Březen	87,17	66,09	80,29	101,07	97,41	99,89
Duben	82,97	66,56	81,20	104,67	88,82	97,42
Květen	77,21	65,20	81,92	99,69	75,57	100,72
Červen	76,32	67,64	88,48	103,24	82,99	105,20
Červenec	79,05	67,78	92,18	104,77	82,70	108,57
Srpen	80,07	70,41	93,66	103,65	87,02	109,08
Září	78,45	71,39	102,31	104,17	85,21	115,47
Říjen	75,22	76,88	103,77	104,36	94,01	115,54
Listopad	73,30	83,98	92,14	105,73	99,02	115,69
Prosinec	69,94	87,25	100,71	105,71	99,65	115,11

Zdroj: Měsíční výkazy o nákupu mléka, o výrobě a užití vybraných mlékárenských výrobků (MZe) [23]

Tab. 39 Spotřebitelské ceny za čerstvé máslo v Kč/kg

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Leden	129,77	98,51	112,68	133,64	145,46	146,20
Únor	123,29	94,39	109,61	134,64	143,79	144,24
Březen	118,31	91,89	106,30	134,14	141,23	143,73
Duben	117,68	92,29	106,98	135,23	133,60	143,70
Květen	114,80	91,04	107,02	138,62	130,97	151,89
Červen	111,10	90,79	111,74	139,09	129,59	154,00
Červenec	110,89	91,92	121,28	140,62	130,58	155,55
Srpen	112,58	93,09	123,13	139,34	127,91	155,28
Září	111,64	92,91	127,18	141,49	122,80	160,72
Říjen	108,86	99,23	133,13	143,46	139,11	163,80
Listopad	109,98	105,09	134,88	140,85	144,79	163,62
Prosinec	104,79	111,99	134,38	143,61	142,75	164,34

Zdroj: ČSÚ [17]

Tab. 40 Ceny zemědělských výrobců za syrové mléko v Bavorsku v Kč/kg

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Leden	11,04	8,20	7,63	8,43	9,29	9,06
Únor	10,62	8,18	7,54	8,38	9,14	9,07
Březen	10,33	7,49	7,43	8,47	8,70	9,12
Duben	9,50	7,04	7,41	8,47	8,49	9,22
Květen	8,92	6,82	7,74	8,57	8,20	9,41
Červen	8,50	6,61	7,94	8,56	8,01	9,48
Červenec	8,32	6,26	8,00	8,62	7,73	9,67
Srpen	8,59	6,26	8,10	8,61	7,67	9,79
Září	8,70	6,47	8,33	8,83	7,86	10,28
Říjen	8,63	7,03	8,52	9,21	8,41	10,66
Listopad	8,42	7,40	8,68	9,58	8,83	11,44
Prosinec	8,40	7,56	8,90	9,49	8,91	11,72

Zdroj: Bayerische Landesanstalt für Landwirtschaft [13]

Tab. 41 Ceny zemědělských výrobců za syrové mléko na Slovensku v Kč/kg

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Leden	10,21	6,63	6,75	7,54	8,10	8,03
Únor	9,84	6,09	6,79	7,58	7,92	8,07
Březen	9,71	5,10	6,66	7,61	7,61	8,14
Duben	9,14	4,73	6,59	7,72	7,38	8,21
Květen	8,80	4,72	6,70	7,71	7,30	8,17
Červen	8,14	4,78	6,79	7,68	7,10	8,17
Červenec	7,65	4,80	6,73	7,64	6,91	8,31
Srpen	7,73	5,01	6,69	7,67	6,82	8,33
Září	7,69	5,31	6,89	7,77	6,94	8,59
Říjen	7,63	6,00	7,18	7,95	7,31	8,83
Listopad	7,11	6,50	7,37	8,22	7,72	9,43
Prosinec	7,15	6,78	7,69	8,22	7,82	9,78

Zdroj: MLIEKO. Situačná a výhľadová správa [30]

Tab. 42 Množství nakoupeného mléka v tis. litrech

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Leden	200 786	192 363	186 802	186 607	201 563	197 072
Únor	192 951	177 935	171 538	171 878	187 358	181 167
Březen	206 456	198 538	194 351	196 144	207 186	202 939
Duben	200 299	195 750	193 134	190 855	204 202	196 074
Květen	209 095	205 413	200 768	200 179	214 839	205 994
Červen	199 777	198 835	191 576	191 683	206 031	194 632

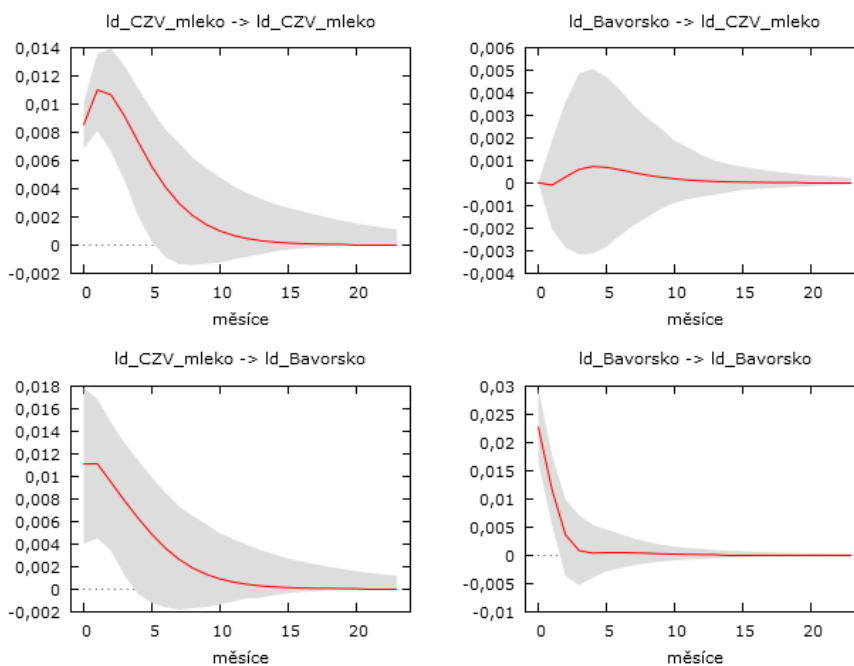
Červenec	205 467	199 329	195 354	206 320	207 356	201 853
Srpen	201 143	196 294	192 334	200 048	201 523	195 449
Září	189 467	183 640	183 006	190 325	187 100	186 717
Říjen	189 419	183 032	183 444	191 559	190 754	187 304
Listopad	182 084	175 604	176 498	183 370	183 339	180 559
Prosinec	191 658	184 937	182 632	194 931	190 575	189 742

Zdroj: Měsíční výkazy o nákupu mléka, o výrobě a užití vybraných mlékárenských výrobků (MZe) [23]

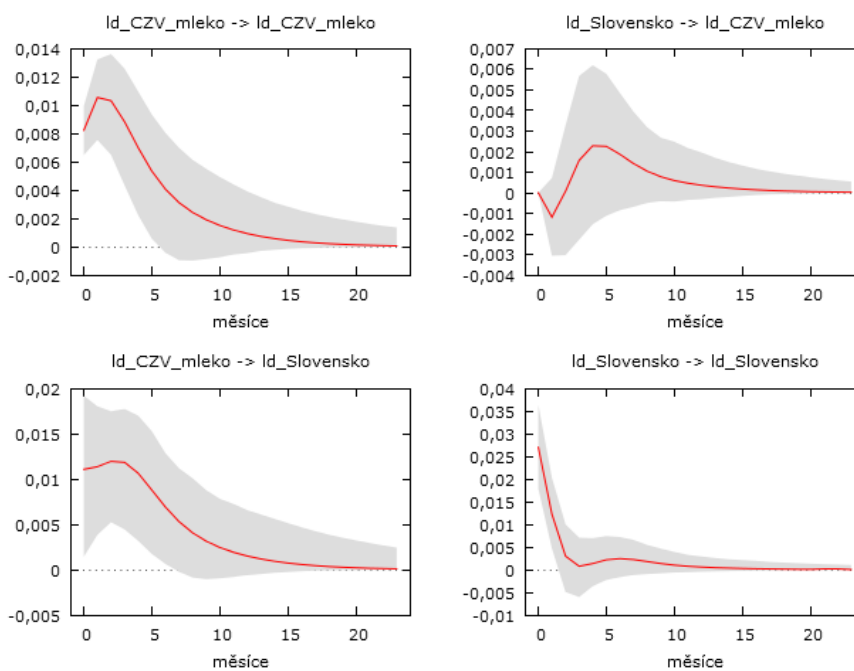
Tab. 43 Kalendářně očištěné hodnoty množství nakoupeného mléka v tis. litrech

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Leden	197547,5	188743,3	183286,9	183095,6	198312,0	193363,7
Únor	202931,2	193292,5	186343,4	186712,7	197048,9	196803,4
Březen	203126,1	194802,1	190693,9	192453,1	203844,3	199120,3
Duben	203637,3	198468,8	195816,4	193505,8	207605,4	198797,3
Květen	205722,5	201547,7	196990,1	196412,2	211373,9	202117,8
Červen	203106,6	201596,6	194236,8	194345,3	209464,9	197335,2
Červenec	202153,0	195578,2	191678,0	202437,6	204011,5	198054,7
Srpen	197898,8	192600,3	188714,8	196283,7	198272,6	191771,2
Září	192624,8	186190,6	185547,8	192968,4	190218,3	189310,3
Říjen	186363,9	179587,8	179992,1	187954,4	187677,3	183779,5
Listopad	185118,7	178042,9	178949,4	185916,8	186394,7	183066,8
Prosinec	188566,7	181457,0	179195,4	191262,9	187501,2	186171,6

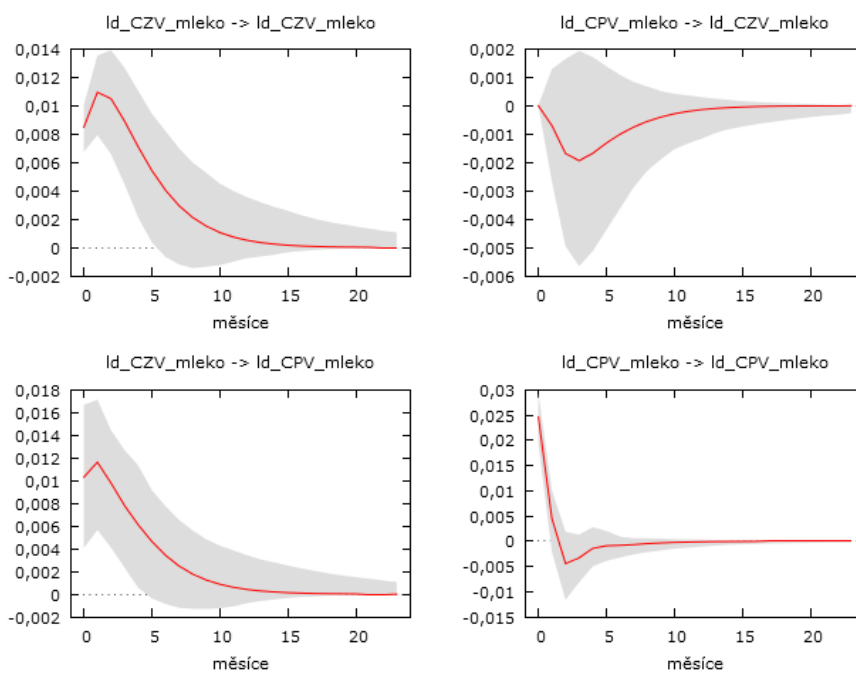
B Kombinované grafy reakcí na impulzy



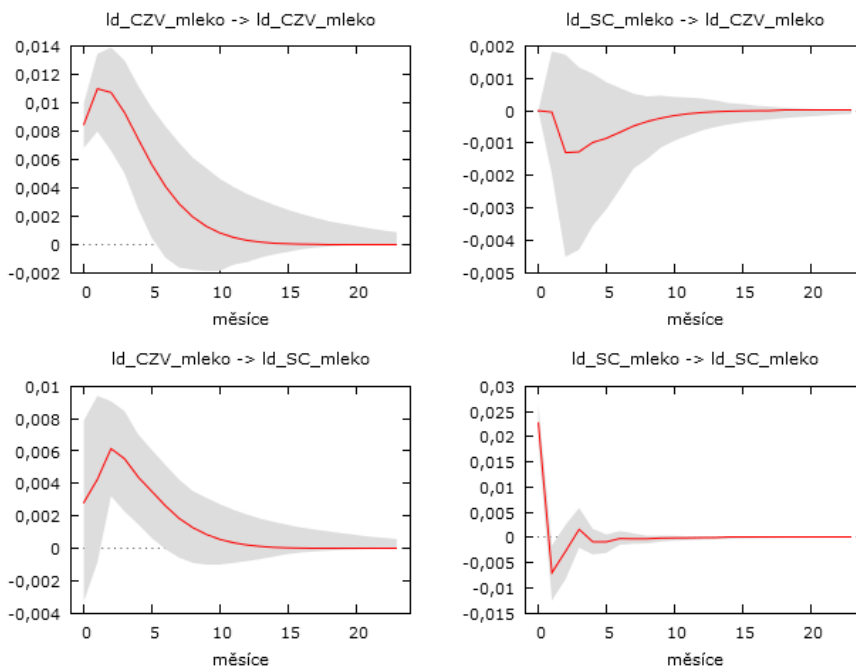
Obr. 20 Kombinovaný graf reakcí na impulzy (CZV za mléko v ČR a v Bavorsku)



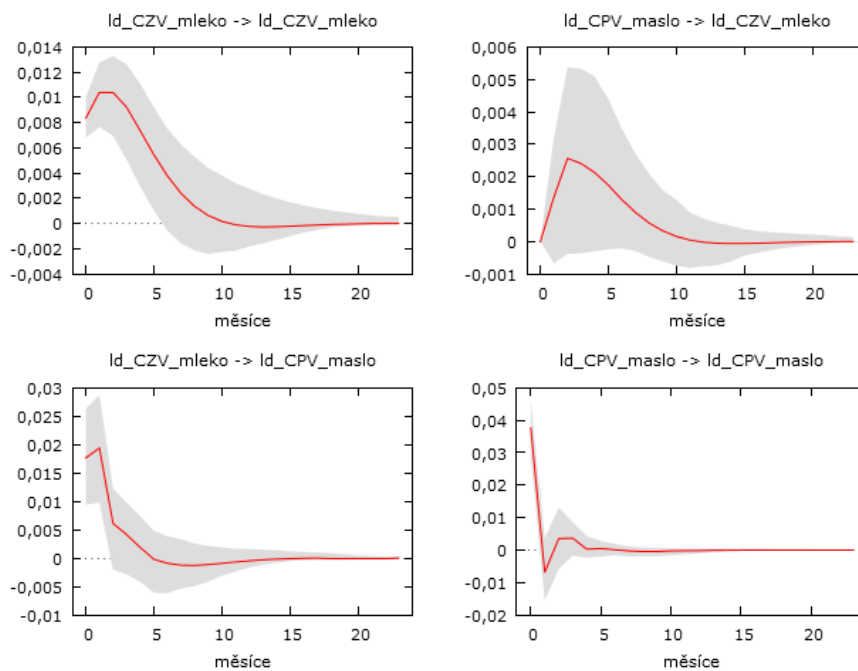
Obr. 21 Kombinovaný graf reakcí na impulzy (CZV za mléko v ČR a na Slovensku)



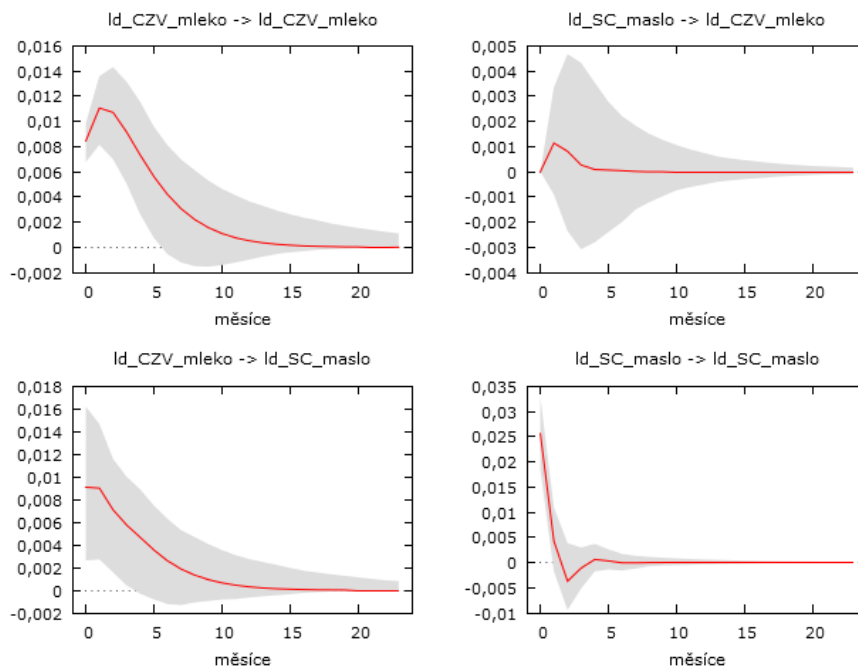
Obr. 22 Kombinovaný graf reakcí na impulzy (CZV a CPV za mléko v ČR)



Obr. 23 Kombinovaný graf reakcí na impulzy (CZV a SC za mléko v ČR)



Obr. 24 Kombinovaný graf reakcí na impulzy (CZV za mléko a CPV za máslo v ČR)



Obr. 25 Kombinovaný graf reakcí na impulzy (CZV za mléko a SC za máslo v ČR)